

Kim Christian Astrup
Rolf Barlindhaug
Per Medby

Indirekte markedseffekter av boligsosiale virkemidler – empiriske analyser



NIBR

Norsk institutt for by- og regionforskning

Indirekte markedseffekter av
boligsosiale virkemidler
– empiriske analyser

Andre publikasjoner fra NIBR:

NIBR-rapport 2014:24	Indirekte markeds- og individueffekter av boligsosiale virkemidler
NIBR-rapport 2011:31	Boligbyggingens prisrespons. For mange hensyn eller for lite tilrettelegging?
NIBR-rapport 2012:18	Modeller for utleie med sosiale formål
NIBR-rapport 2013:22	Unges etablering på boligmarkedet – er stigen trukket opp?
NIBR-rapport 2013:28	Økonomisk risiko og boligeie
NIBR-rapport 2014:8	Boligbygging i storbyene – virkemidler og handlingsrom
NIBR-rapport 2014:13	Kommunenes tilrettelegging for boligbygging

Rapportene koster
fra kr 250,- til kr 350,-og kan bestilles
fra NIBR:

Gaustadalléen 21

0349 Oslo

Tlf. 22 95 88 00

Faks 22 60 77 74

E-post til

nibr@nibr.no

Publikasjonene
kan også skrives ut fra

www.nibr.no

Porto kommer i tillegg til de oppgitte
prisene

Kim Christian Astrup
Rolf Barlindhaug
Per Medby

Indirekte markedseffekter av boligsosiale virkemidler – empiriske analyser

NIBR-rapport 2015:12

Tittel: **Indirekte markedseffekter av boligsosiale virkemidler – empiriske analyser**

Forfatter: Kim Christian Astrup, Rolf Barlindhaug og Per Medby

NIBR-rapport: 2015:12

ISSN: 1502-9794

ISBN: 978-82-8309-065-9 (trykt)

Prosjektnummer: 3339

Prosjektnavn: Markeds og individeffekter

Oppdragsgiver: Kommunal- og moderniseringsdepartementet

Prosjektleder: Rolf Barlindhaug

Referat: Denne rapporten er fra fase 2 i prosjektet. Det er foretatt en empirisk analyse av de boligsosiale virkemidlenes virkning på pris, kvantum og eierandel i boligmarkedet.

Sammendrag: Norsk og engelsk

Dato: Juni 2015

Antall sider: 94

Pris: 250,-

Utgiver: Norsk institutt for by- og regionforskning
Gaustadalléen 21,
0349 OSLO
Telefon: (+47) 22 95 88 00
Telefaks: (+47) 22 60 77 74
E-post: nibr@nibr.no

Vår hjemmeside: <http://www.nibr.no>

Trykk: X-idé
Org. nr. NO 970205284 MVA
© NIBR 2015

Forord

Studien er utført av NIBR for Kommunal- og moderniseringsdepartementet. I denne andre fasen er det foretatt en empirisk analyse av de boligsosiale virkemidlenes virkning på pris, kvantum og eierandel i boligmarkedet.

Rolf Barlindhaug har vært prosjektleder med Kim Astrup og Per Medby som prosjektmedarbeidere. Astrup og Medby har i fellesskap gjennomført de økonometriske analysene, mens Astrup har i hovedsak skrevet rapporten. Rolf Barlindhaug har bidratt i analysedrøftinger, gitt innspill og kommentarer til rapporten underveis og kvalitetssikret de økonometriske analysene.

Vi takker våre kontaktpersoner i departementet, Kjersti Birgitte Halvorsrud og Anna Katharina Fonn Matre.

Oslo, juni 2015

Guri-Mette Vestby
Forskningssjef

Innhold

Forord	1
Innhold.....	2
Tabelloversikt.....	5
Figuroversikt	7
Sammendrag.....	8
Summary	12
1 Bakgrunn og problemstillinger	15
1.1 Problemstillinger og oppbygging.....	15
1.2 De boligsosiale virkemidlene.....	17
1.2.1 Startlån.....	17
1.2.2 Boligtilskudd til etablering	17
1.2.3 Bostøtte	18
1.2.4 Kommunalt tilskudd til utleieboliger.....	18
1.3 Virkemidlene i et boligmarkedsperspektiv	19
2 Estimering av indirekte markedseffekter av selektive virkemidler – tidligere studier	22
2.1 Preiseffekter	22
2.2 «Crowding out»- effekter i det lokale markedet.....	24
2.3 De boligsosiale virkemidlene og boligmassen etter disposisjonsform	26
3 Metode	29
3.1 Operasjonalisering av begrepet <i>lokalt boligmarked</i>	30
3.2 Valg av estimeringsmetode - multivariat regresjonsanalyse	30
3.3 Modellspesifikasjon og kilder til feilspesifikasjon.....	31
3.4 Strukturform og redusert form	34
4 Empirisk analyse av boligpriseffekter.....	36
4.1 Preiseffekter - teoretisk bakgrunn	36
4.1.1 Tidsdimensjonen	36
4.1.2 Varig versus ikke – varig etterspørselsendringer	37

4.1.3	Valg av empirisk modell.....	39
4.2	Hypoteser og valg av tidshorisont	40
4.3	Variasjon i virkemiddelbruken mellom kommunene	44
4.4	Estimeringsresultater for 2012	45
4.4.1	Estimeringer med median pris som avhengig variabel.....	45
4.4.2	Med nedre kvartil som avhengig variabel	47
4.4.3	Med spredning som avhengig variabel.....	48
4.5	Estimeringsresultater for 2012-dataene med instrumentvariabelmetoden	49
4.6	Estimeringsresultater for 2014	52
4.6.1	Med nedre kvartil som avhengig variabel	54
4.6.2	Med spredning som avhengig variabel.....	55
4.7	Estimeringsresultater for 2014-dataene med instrumentvariabelmetoden	56
4.8	Diskusjon av regresjonsresultatene	58
5	Empirisk analyse av boligmasse-effekter	61
5.1	Problemstillinger	61
5.2	Boligmassevirksomheter av de boligsosiale virkemidlene - teoretisk bakgrunn	62
5.2.1	Boligmasseeffekter av boligsosiale virkemidler som virker inn på tilbudssiden direkte.....	62
5.2.2	Boligmasseeffekter av boligsosiale virkemidler som virker inn på etterspørselssiden.....	64
5.2.3	Tilbudsstimulans versus etterspørselsstimulans i et dynamisk perspektiv- et illustrativt eksempel	65
5.3	Formulering og oppbygging av empirisk modell.....	67
5.4	Variasjon i de mest sentrale variablene	69
5.5	Estimeringsresultater	72
5.6	Diskusjon	77
5.6.1	Boligmasseeffekt av en økning i antall kommunale boliger	77
5.6.2	Boligmasseeffekter av startlån og boligtilskudd.....	77
6	Empirisk analyse av de selektive virkemidlene og boligmassen etter disposisjonsform.....	79
6.1	Hvordan påvirker de boligsosiale virkemidlene eierandelen i Norge- teoretiske betraktninger.....	79
6.2	Virkninger på eierandel	79
6.2.1	Varige og ikke-varige etterspørselseffekter.....	79

6.2.2	Boligfrekvenser blant unge og sammensetning av disposisjonsform	80
6.2.3	Eierskapseffekter av de boligsosiale virkemidlene sett i sammenheng.....	81
6.2.4	Dynamiske aspekter.....	83
6.2.5	Hovedhypotesen - en oppsummering.....	83
6.3	Modellspesifikasjon.....	84
6.4	Variasjon i eierandelen	84
6.5	Estimeringsresultater	85
6.6	Diskusjon	87
7	Boligsosiale implikasjoner av funnene - en oppsummerende konklusjon	89
7.1	Oppsummering av funnene.....	89
7.1.1	Priseffekter	89
7.1.2	Boligmasseeffekter.....	90
7.1.3	Boligmasseeffekter etter disposisjonsform.....	90
7.2	Resultatene sett i sammenheng - mulige forklaringer og boligsosiale implikasjoner.....	91
	Litteratur	93

Tabelloversikt

Tabell 1.1... <i>Inndeling i type markedsintervensjon for de ulike boligvirkemidlene.</i>	21
Tabell 4.1... <i>Prisnivå ved hhv. median og nedre kvartil, samt spredning. I kroner.</i>	44
Tabell 4.2... <i>Bruken av virkemidlene målt som beløp per innbygger. 2012</i>	44
Tabell 4.3... <i>Regresjonsresultater med median boligpris som avhengig variabel.</i>	45
Tabell 4.4... <i>Regresjonsresultater med nedre kvartil i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel</i>	47
Tabell 4.5... <i>Regresjonsresultater med spredning i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel</i>	48
Tabell 4.6... <i>Regresjonsresultater median lokal boligpris som avhengig variabel.</i>	50
Tabell 4.7... <i>Regresjonsresultater med nedre kvartil i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel</i>	51
Tabell 4.8... <i>Regresjonsresultater med spredning(målt som differanse mellom median pris og nedre kvartil) i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel.</i>	52
Tabell 4.9... <i>Regresjonsresultater median boligpris som avhengig variabel.</i>	53
Tabell 4.10. <i>Regresjonsresultater med nedre kvartil i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel</i>	54
Tabell 4.11. <i>Regresjonsresultater med spredning i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel.</i>	55
Tabell 4.12. <i>Regresjonsresultater median boligpris i lokale boligmarkeder</i>	56
Tabell 4.13. <i>Regresjonsresultater nedre kvartil i den lokale boligprisfordelingen.</i>	57
Tabell 4.14. <i>Regresjonsresultater spredning i boligprisfordelingen i det lokale boligmarkedet.</i>	57
Tabell 5.1... <i>Boliger per 1000 innbyggere 20+ i norske kommuner</i>	69

Tabell 5.2... <i>Boligøkonomisk virkemiddelbruk per 1000 innbyggere i norske kommune</i>	70
Tabell 5.3... <i>Kommunalt disponerte per 1000 innbyggere i kommuner med tilførsel</i>	71
Tabell 5.4... <i>Kommunalt disponerte per 1000 innbyggere i kommuner med avgang</i>	71
Tabell 5.5... <i>Regresjonsresultater for modell uten endringsledd</i>	72
Tabell 5.6... <i>Regresjonsresultater med endringsledd som ny forklaringsvariabel</i>	74
Tabell 5.7... <i>Regresjonsresultater med nivå- og endringsledd – kommuner med økt kommunal boligmasse</i>	76
Tabell 6.1... <i>Variasjon i eierandel i kommunene</i>	84
Tabell 6.2... <i>Regresjonsresultater av effekten av startlånet, boligtilskuddet, kommunalt boligtilskudd og bostøtte på eierandelen i norske kommuner</i>	85
Tabell 6.3... <i>Samme modell som i 7.3, men med antall eide boliger per 1000 innbyggere som avhengig variabel</i>	87

Figuroversikt

Figur 5.1 <i>Effekten på den boligmassen av de boligsosiale virkemidlene over tid- illustrativt eksempel.....</i>	65
Figur 6.1 <i>Sammenhengen mellom eierandelen i en kommune og bruken av de boligsosiale virkemidlene.....</i>	82

Sammendrag

Kim Christian Astrup, Rolf Barlindhaug og Per Medby

Indirekte markedseffekter av boligsosiale virkemidler – empiriske analyser

NIBR-rapport 2015:12

Bakgrunn og problemstillinger

NIBR har på oppdrag fra Kommunal- og moderniseringsdepartementet gjennomført et forskningsprosjekt i to faser om indirekte markedsvirkninger av de boligsosiale virkemidlene, startlån, boligtilskudd til etablering, bostøtte og kommunalt utleietilskudd. Formålet med prosjektet er å kartlegge og analysere markedsvirkninger og indirekte individeffekter som følger av hvordan disse virkemidlene brukes. Med indirekte virkninger menes i hovedsak andre virkninger enn de som ligger innenfor målsetningene for ordningene. Dette gjelder primært den virkningen bruken av virkemidlene har på boligpriser og nybyggingsvolum. Men det kan også dreie seg om de indirekte virkninger for andre husholdninger enn de som virkemidlene er rettet mot, for eksempel økte etableringsterskler i eiermarkedet, økt gjeldsoppbygging m.m.

I prosjektets andre fase har tre hovedproblemstillinger stått sentralt:

- Påvirker bruken av startlån, boligtilskudd til etablering og bostøtte prisnivået i boligmarkedet?
- Vil framskaffelse av kommunale utleieboliger ha fortregningseffekter i boligmarkedet, forstått som at tilvekst i massen av kommunale utleieboliger ikke gir full uttelling i den samlede boligmassens størrelse, men fortrenger en del av den private boligbyggingen?

- Hvilken effekt har de boligøkonomiske virkemidlene på eierandelen?

Avslutningsvis vil vi drøfte de boligsosiale implikasjonene av de empiriske funnene i forhold til måloppnåelse (direkte versus indirekte virkninger) og mulige individeffekter for andre husstander enn dem som omfattes av virkemidlene.

Empirisk analyse av priseffekter

I første omgang tok vi utgangspunkt i regresjonsanalyser av priseffekter av startlånet hvor også doseringen av andre virkemidler inngår som forklaringsvariabler. Vi baserte oss på to separate tverrsnittsanalyser for årene 2012 og 2014 for å undersøke om priseffektene varierer med hensyn til ulik dosering og ulike målgrupper. Ved at vi gjennomførte prisanalyser for flere tidspunkter, fikk vi et bedre utgangspunkt for å konkludere med hensyn til påliteligheten av eventuelle funn.

I de empiriske studiene brukte vi kommune som operasjonalisering av hva som utgjør et lokalt boligmarked. Hver enkelt av landets kommuner utgjør derfor i prinsippet en observasjon, i praksis kan det være at enkelte kommuner utelates på grunn av mangelfull informasjon.

Får å finne priseffektene av de boligsosiale virkemidlene ble prisnivået målt som median og nedre kvartil. Median-prisnivået tolkes som det ”normale” prisnivået i det lokale boligmarkedet, mens nedre kvartil tolkes som det lokale boligmarkedets ”lavere” segment. Høyere segmenter av boligmarkedene betrakter vi ikke, da disse antas å være utenfor virkeområdet til de selektive virkemidlene. Spredning i prisene måles da som avstanden mellom median og nedre kvartil.

Vi fant støtte for at selektive virkemidler fører til økte priser, men ikke til at størrelsen på priseffekten vil være sterkest i nedre segmenter. Våre funn tilsier heller ikke at de boligsosiale ordningene fører til en sammenpressing av prisfordelingen. En mulig forklaring er at startlånet primært påvirker de nedre prissegmentene i lokale boligmarkeder hvor boligmassen er heterogen og prisvariasjonen stor. I mange mindre lokale boligmarkeder er boligmassen mer homogen og har derfor trolig mindre prisvariasjon. Dersom en førstegangsetablerer kjøper sin første bolig i en mindre kommune, er dette ofte et rekkehus eller

en enebolig, som kanskje ikke avviker som mye fra det generelle prisnivået i kommunen.

Regresjonsanalysene for 2014 kan tolkes som startlånets prisvirkninger på kort sikt, mens 2012-analysene kan tolkes som mer langsiktige priseffekter. At startlånet hever prisnivået er viktig på kort sikt. Høyere prisnivå er en nødvendig stimulus for at boligbyggingen skal økes. At startlånet også hever prisene på lengre sikt er mer problematisk. Det innebærer at tilbudssiden ikke responderer i tilstrekkelig grad til å nøytralisere den kortsiktige prisveksten. Dette medfører at startlånet kan gi opphav til permanente økninger i boligprisnivået som igjen vil kunne ekskludere andre husstander fra å etablere seg på boligmarkedet, som ellers kunne klart å etablere seg.

Empirisk analyse av boligmasse-effekter

Vi finner at kommunalt disponerte boliger øker boligmassen, mens startlån og etableringstilskudd ikke påvirker boligmassen. Vi finner altså signifikante effekter av tilbudstiltak, men ikke av etterspørselstiltak.

Økningen i boligmasse som følge av økning i kommunalt disponert boligmasse er robust og signifikant. Den estimerte effekten er også sterkere enn i Nordvik (2006), noe som kan indikere at kommunalt disponerte boliger i større grad enn tidligere allokteres til husholdninger som ikke ellers hadde kommet inn på markedet. Dette er en konsekvens av en strengere behovsprøving enn tidligere for tildeling av kommunal bolig.

Når vi ikke finner signifikant boligmasseeffekt av startlån og boligtilskudd, kan det oppfattes som et mer problematisk resultat. Det er i utgangspunktet overraskende når vi finner at startlånet gir signifikante priseffekter, noe som bør gi en tilbudsrespons. Mangel på signifikant boligmasseeffekt betyr ikke nødvendigvis at effekten er null, men heller, antageligvis, at den er relativt svak. Dette er kompatibelt med tidligere forskning som viser at tilbudssiden i det norske boligmarkedet reagerer relativt svak på prissignaler (Caldera Sánchez og Johansson 2011).

Empirisk analyse av boligmasseeffekter etter disposisjonsform

Vi finner at startlånet øker eierandelen i kommunene, mens vi ikke finner signifikant positivt estimat for hverken boligtilskuddet eller bostøtten. Kommunalt utleieleieskudd bidrar imidlertid signifikant til å redusere eierandelen. Avhengig av de respektive doseringer av utleietilskudd og startlån kan disse effektene utligne hverandre når det gjelder effekt på eierandelen. Selv med en utlignet eierandel vil allikevel eide boliger per innbygger øke, altså vil boligfrekvensen øke.

I følge våre data finner vi støtte for at startlånet bidrar til å øke eierandelen, men ikke boligmassen. Dette kan tolkes som at startlånet bidrar til å øke eierandelen ved å konvertere noen av de eksisterende leieboligene til eierboliger, og at startlånet således har bidratt til å redusere leiemarkedet relativt sett.

Boligosiale implikasjoner

Vi fant støtte for priseffekt av startlånet, men ikke for boligmasseeffekt. Dette er et potensielt problematisk funn fordi: hvis de boligosiale virkemidlene som virker inn på etterspørselssiden, og da primært startlån, bidrar til boligprisøkning uten boligmasseøkning, så betyr det at startlånet hjelper noen inn på bekostning av andre, og således har eksklusjonsvirkninger ikke bare på kort sikt, men også på lengre sikt. Siden startlånet bidrar til å øke eierandelen, og at ordningen primært har hjulpet unge førstegangskjøpere til å etablere seg tidligere (Barlindhaug, Johannessen og Kvinge (2011)), så er en fortolkning av resultatene at denne eksklusjonen blant annet skjer gjennom at startlånet bidrar til å konvertere noen av de eksisterende leieboligene til eierboliger. Dette kan bety at eierandelen økes på bekostning av vanskeligstilte, og at disse skyves ut av leiemarkedet som selvstendige hushold. Det er grunn til å tro at omleggingen av startlånsordningen i 2014 vil bidra til en sterkere behovsprøving, som igjen vil legge grunnlaget for en startlånspraksis med en sterkere boligmasseeffekt på lengre sikt, og med tilsvarende mindre langsiktig virkning på boligprisnivået og mindre eksklusjon av andre husstander på boligmarkedet.

Summary

Kim Christian Astrup, Rolf Barlindhaug og Per Medby

Indirect market effects of social housing instruments

- empirical analyses

NIBR Report 2015:12

NIBR has been commissioned by the Ministry for municipalities and modernization to conduct a research project on indirect market effects of housing policy instruments such as start-up loans, housing grants and housing allowance. The project aims to identify and analyze market effects and indirect individual effects arising from these instruments. The concept of indirect effects denotes mainly effects other than the objectives these schemes aim to support. This applies primarily to the impact the use of these instruments have on house prices and housing construction.

The project's three main research issues are:

- To what degree do the housing policy instruments affect price levels in local housing markets?
- Does the provision of municipal rental housing crowd out private housing construction? Or more generally, to what extent do does low-income housing subsidies increase the occupied housing stock?
- And finally, in what way does selective housing policy in local housing market affect the tenure-distribution?

In the empirical studies we have used the municipalities as operationalization of what constitutes a local housing market. In order to identify the housing price-effects of housing policy instruments, the house price level measured by the median and lower quartile. Median price level is interpreted as the "normal" level of prices in the local housing market, while lower quartile interpreted as the local housing market "lower" segment. We do

not consider higher price segments as they are believed to be outside the scope of the selective measures. Spread in prices is measured as the distance between the median and lower quartile.

We found evidence that selective housing policy means leads to higher house prices. However, there was indication that the magnitude of the price- effect was strongest in the lower segments.

Thus our findings suggest that the social housing programs do not lead to a compression of the house price distribution of the local markets. One possible explanation is that home loan primarily affects the lower price segments in local housing markets where the housing stock is heterogeneous and where prices correspondingly exhibits greater variation. In smaller local housing markets, however, the housing stock tends to be more homogeneous with less price variation. Regression analyzes for 2014 can be interpreted as estimating the short term price-effects, while the 2012 analyzes can be interpreted as more long-term price effects of the selective policy means. In the short run increased price levels is a necessary stimulus for increased housing construction to be initiated. However, we also find evidence for price-effects of the start-up loan in the longer run, which is potentially more problematic. This suggests that the supply side does not respond sufficiently to neutralize the short-term price increases. Long term house price inflation as a result of the start-up loans, indicate that the start-up loan can exclude other households from the market that otherwise would be able to enter.

We found that public housing increases the occupied housing stock, while start-up loans and establishment grant had no statistically discernible effect on the occupied housing stock. We found evidence that the construction of social housing had less crowding-out effects than previous research found on Norwegian data. This is probably a consequence of stricter means testing than previous allocation of social housing. Lack of statistically significant housing stock effect of the demand-side measures, does not necessarily mean that the effect is zero, but rather, probably, that it is relatively weak. This is compatible with earlier research showing that the supply side of the Norwegian housing market reacts relatively weakly to price signals (Caldera Sánchez and Johansson 2011). We found, however, that the start-up significantly increases the ownership rate. This can be interpreted

as if the start-up loan contributes to increase ownership rate by converting some of the existing rental dwellings for owner-occupied dwellings, and, thus reducing the rental market in relative terms. The restructuring of start-up loan scheme in 2014 probably will contribute to a stronger means testing, which in turn will contribute to a higher occupied housing stock in the longer term, with correspondingly less long-term effect on the housing price level and less exclusion of other households on housing market.

1 Bakgrunn og problemstillinger

NIBR har på oppdrag fra Kommunal- og moderniseringsdepartementet gjennomført et forskningsprosjekt om indirekte markedsvirkninger av de boligsosiale virkemidlene, startlån, boligtilskudd til etablering, bostøtte og kommunalt utleietilskudd. Formålet med prosjektet er å kartlegge og analysere markedsvirkninger og indirekte individeffekter som følger av hvordan disse virkemidlene brukes. Med indirekte virkninger menes i hovedsak andre virkninger enn de som ligger innenfor målsettingene for ordningene. Dette gjelder primært den effekten bruken av virkemidlene har på boligpriser, boligmasse og eierandelen i boligmassen og hvordan slike endringer kan påvirke tilpasningen i boligmarkedet for dem som ikke er i målgruppen for ordningene, for eksempel i form av økte etableringskoster i eiermarkedet, økt gjeldsoppbygging m.m.

1.1 Problemstillinger og oppbygging

I prosjektets første fase ble det gitt en utførlig teoretisk gjennomgang av problemstillingene knyttet til de indirekte markedsvirkningene av de boligsosiale virkemidlene, samt en kunnskapsstatus over tidligere arbeider (Astrup mfl. 2014a). I denne andre fasen er det gjennomført statistiske og økonometriske estimeringer av de indirekte markedseffektene. Det er gjennomført tverrsnittsanalyser på kommunenivå, dvs. at vi utnytter kommunal variasjon i bruken av virkemidlene for å få fram eventuelle effekter på boligpriser, boligmasse og eierandel i lokale/kommunale markeder.

I prosjektets andre fase står tre hovedproblemstillinger sentralt:

- Påvirker bruken av startlån, boligtilskudd til etablering og bostøtte prisnivået i boligmarkedet?
- Vil framskaffelse av kommunale utleieboliger ha fortregningseffekter i boligmarkedet, forstått som at tilvekst i massen av kommunale utleieboliger ikke gir full uttelling i den samlede boligmassens størrelse, men fortrenger en del av den private boligbyggingen?
- Hvilken effekt har de boligøkonomiske virkemidlene på eierandelen?

Avslutningsvis vil vi drøfte de boligsosiale implikasjonene av de empiriske funnene i forhold til måloppnåelse (direkte versus indirekte virkninger) og mulige individeffekter for andre husstander enn dem som omfattes av virkemidlene.

Analysen av priseffekter og fortregningseffekter består i å finne ut hvordan hhv. boligpris, boligmasse og eierandel i lokale boligmarkeder blir påvirket av varierende bruk av de boligøkonomiske virkemidlene. Innenfor de rammene som settes av Husbanken er det kommunene som tildeler startlån og boligtilskudd til etablering. Beslutningen om å tildele hushold bostøtte eller kommunene tilskudd til utleieboliger for vanskeligstilte tas av Husbanken (utleietilskudd) og et statlig regelverk (bostøtte). Kommuner er observasjonseenhet i analysene.

Tilskudd til utleieboliger påvirker tilbudssiden i boligmarkedet når tilskuddet benyttes til oppføring av nye boliger. Samtidig kan et økt tilbud av kommunale boliger redusere etterspørselen i leiemarkedet, noe som kan gi svekkede prisstimulanser og bidra til lavere boligbygging i privat regi. På den måten kan subsidier til kommunal nybygging fortrenge privat boligbygging, også kalt «crowding-out» - effekten.

Rapporten er bygget opp ved at vi først gir en kort beskrivelse av de boligsosiale virkemidlene og setter virkemidlene inn i et boligmarkedsperspektiv. I kapittel 2 oppsummerer vi resultatene fra tidligere norske studier av indirekte markedsvirkninger av de boligsosiale virkemidlene. I kapittel 3 gjennomgår vi den metodiske tilnærming til de empiriske analysene som følger i kapittel 4-6, mens kapittel 7 oppsummerer og drøfter de empiriske resultatene og drøfter deres boligsosiale implikasjoner, bl.a. når det gjelder måloppnåelse av de boligsosiale virkemidlene (direkte

versus indirekte virkninger) og mulige individeffekter for andre husstander enn dem som omfattes av virkemidlene.

1.2 De boligsosiale virkemidlene

1.2.1 Startlån

Startlån har tradisjonelt vært et virkemiddel for å yte finansieringshjelp til boliganskaffelse for vanskeligstilte og unge i etableringsfasen, som ikke får boliglån i ordinære kredittinstitusjoner, men som vil være i stand til å betjene et startlån. Det er kommunene som forvalter ordningen og som låner ut midler de selv har lånt fra Husbanken. Startlån tildeles etter behovsprøving. En ny forskrift for Husbankens startlånsordning ble vedtatt 12.03.14. Forskriftsendringen innebar en innstramning, ved at unge førstegangskjøpere ikke lenger er en uttalt del av målgruppen for startlånet. Dette betyr at ungdom i etableringsfasen generelt henvises til å utnytte sitt sparepotensial for å oppfylle bankenes krav til egenkapital før låneopptak til kjøp av bolig. Forskriftendringen innebærer altså i hovedsak at startlånsordningen skal spisses mot vanskeligstilte med langvarige problemer med å finansiere en eid bolig. Endringen skulle gjøre ordningen mer tydelig, og i større grad enn tidligere målrettes mot de personene som er vanskeligst stilt på boligmarkedet, men som har økonomisk evne til å betjene et lån.

1.2.2 Boligtilskudd til etablering

Boligtilskudd til etablering blir ofte brukt som toppfinansiering når et boligkjøp skal finansieres. Hvor mye tilskudd som blir gitt, avhenger av boligbehov, husstandens økonomi og muligheter for andre offentlige støtteordninger, som for eksempel bostøtte og startlån. Tilskuddet kan gis til kjøp av ny eller brukt bolig og til refinansiering.

Det er kommunen som behandler søknader. Boligtilskudd til etablering gis til enkeltpersoner/husstander med varig lav inntekt og som ikke er i stand til å betjene et fullt lån til en egnet bolig. Ordningen er behovsprøvd og bare de aller mest vanskeligstilte kan regne med å få tilskudd.

1.2.3 Bostøtte

Den statlige bostøtten er en rettighetsbasert ordning innrettet mot husholdninger med "lave inntekter og høye boutgifter". Bostøtten er i motsetning til de andre tre ordningene en ordning som utelukkende er innrettet mot etterspørselssiden og mot dekning av løpende boutgifter. De andre ordningene er knyttet til finansieringen av en boliginvestering, enten den gjøres i nybyggings- eller bruktboligmarkedet. Bostøtten skal som hovedregel dekke 70 prosent av husholdningens boutgifter som overstiger en rimelig egenandel. Det gis ikke støtte til dekning av boutgifter som ligger over et offentlig fastsatt boutgiftstak. Boutgiftstaket varierer med husholdningsstørrelsene, og enkelte byområder har høyere boutgiftstak enn resten av landet. For kommunale boliger er dekningsgraden 80 prosent. Egenandelen skal avspeile hva det er rimelig at folk skal kunne betale selv for bolig, gitt husholdningens bruttoinntekt og tallet på personer som skal forsørges av den. For husholdninger med inntekter opp til en nokså lav grense, som stiger med antallet personer i husholdningen, settes egenandelen til et visst beløp. Egenandelen trappes så opp for høyere inntekter fordi man kan forvente at husholdninger med høyere inntekt kan dekke en større boutgift selv. Over en viss inntekt er den videre opptrappingen progressiv, det vil si at egenandelen øker stadig sterkere for høyere inntekter.

Bostøtteordningen ble reformert f.o.m. 1. juli 2009. To egenskaper ved den gamle ordningen var hovedbegrunnelsene for reformen, jf. St.prp. 11 (2008-2009). For det første ble reformen begrunnet med at mange med svak økonomi og høye boutgifter falt utenfor den gamle ordningen, fordi de ikke var enten trygdet eller barnefamilier. For det andre fanget ikke den gamle ordningen opp behovene til barnefamilier i tilstrekkelig grad. Ved reformen ble det ikke lenger stilt krav om at husholdninger uten barn skulle være trygde-mottakere for å komme inn under bostøtteordningen. Krav til utforming ble forenklet og krav til hvordan boligen var finansiert ble fjernet.

1.2.4 Kommunalt tilskudd til utleieboliger

Tilskudd til utleieboliger skal bidra til flere egnede utleieboliger for vanskeligstilte på boligmarkedet. Det kan gis tilskudd til kommunalt disponerte utleieboliger for vanskeligstilte ved

oppføring av nye boliger, kjøp av boliger i bruktmarkedet og til utbedring av boliger. Tilskuddet kan gis til kommuner eller til stiftelser og andre når boligene disponeres av kommunen. Husbanken kan gi inntil 40 prosent tilskudd til det enkelte prosjekt. Maksimalt tilskudd skal ikke overstige det som kreves for at økonomien i prosjektet går i balanse.

Oppføring av kommunalt disponerte utleieboliger er et tiltak på tilbudssiden i boligmarkedet, mens kjøp av kommunale (tidligere eide) boliger i bruktmarkedet kan påvirke både etterspørselen og tilbudet i Eiermarkedet

1.3 Virkemidlene i et boligmarkedsperspektiv

For å analysere virkninger av boligsosiale virkemidler er det viktig først å forstå hvordan de påvirker boligmarkedet. Økonomer deler opp markedet i en tilbuds- og en etterspørselsside. Offentlig inngripen i markedet betegner økonomer for en intervensjon. Det er således to muligheter: etterspørsels- og tilbudsintervensjon. Skillet mellom etterspørsels- eller tilbudsintervensjoner er viktig fordi de har ulik virkning på markedslukevekten over tid. Det må skilles mellom tilfeller der en går fra en situasjon *uten* bruk til en situasjon *med* (jevn) bruk og tilfeller der et virkemiddel brukes jevnt over lang tid. I det første tilfellet det er snakk om både en kortsiktig og en langsiktig effekt. I det siste tilfellet vil det være den langsiktige effekten som følge av bruken som vil være i fokus og spørsmålet vil da være: Hva ville den langsiktige likevekten ha vært uten bruk? Det er mindre interessant å studere den kortsiktige effekten av å innføre et virkemiddel i en kort periode for deretter å ta virkemidlet bort. Å nedskalere bruken av et virkemiddel, slik intensjonen er ved omleggingen av startlånsordningen, skulle teoretisk kun føre til at effektene av bruken ble mindre.

Det har vært en boligpolitisk tendens de siste 20 årene til i større grad å intervensjonere på etterspørselssiden heller enn på tilbudssiden. Dette henger naturligvis sammen med at det boligpolitiske fokuset i samme periode har skiftet fra en boligforsyningsproblematikk til et større fokus på utsatte grupper i boligmarkedet. Etterspørselsintervensjoner har fordeler knyttet til større sosial treffsikkerhet. Gjennom behovsprøving etter bestemte kriterier kan omfanget av støtten tilpasses individenes behov. Dermed

unngår man i større grad å gi mer støtte enn behovene skulle tilsi, samt ikke å gi støtte til dem som ikke trenger det. Dette kan være mer utfordrende å få til når man subsidierer *boligen* heller enn *beboeren* (Medby, Astrup og Holm 2012).

De fire boligsosiale virkemidlene lar seg imidlertid ikke uten videre innordne i den enkle dikotomien; etterspørsels- eller tilbudsintervensjon.

Tilskuddet til utleieboliger går både til kjøp og oppføring av kommunale boliger. Oppføring av kommunale utleieboliger er en tilbudsintervensjon, mens anskaffelser av leieboliger i bruktmarkedet (for eksempel gjennom 10-prosentregelen) vil kunne bidra til at boligprisene i eiermarkedet øker. Tilsvarende vil tilskuddet til etablering og startlån både kunne brukes til oppføring og kjøp av boliger. I den grad de brukes til oppføring er det en *tilbudsintervensjon*, og i den grad det brukes til kjøp er det en ordinær *etterspørselsintervensjon*. Den statlige bostøtten bidrar til å styrke etterspørselen i både eier- og leiemarkedet. Dersom bostøtten, i samspill med andre virkemidler som startlån og etableringstilskudd, brukes til oppføring av bolig kan det også være en tilbudsintervensjon. Vi vil komme nærmere tilbake til hvordan dekomponeringen av virkemiddelbruken i tilbuds- og etterspørselsintervensjoner kan brukes i den empiriske analysen.

Tabell 1.1 *Inndeling i type markedsintervensjon for de ulike boligvirkemidlene.*

Boligvirkemiddel	Type markedsintervensjon
Tilskudd til utleieboliger	Tilbudsintervensjon i leiemarkedet (nybygging i leiemarkedet) Etterspørselsintervensjon i eiermarkedet
Tilskudd til etablering i bolig	Etterspørselsintervensjon i eiermarkedet for bruktboliger Tilbudsintervensjon i eiermarkedet
Bostøtteordningen	Etterspørselsintervensjon i eiermarkedet Etterspørselsintervensjon i leiemarkedet
Startlån	Etterspørselsintervensjon i eiermarkedet Tilbudsintervensjon i eiermarkedet

2 Estimering av indirekte markedseffekter av selektive virkemidler – tidligere studier

Det finnes generelt få forskningsarbeider som omhandler indirekte markedseffekter av selektive virkemidler, både internasjonalt og i Norge. De eneste norske studiene som vi har funnet på markedseffekter er Nordvik og Medby (2007), og arbeidene referert der, samt Proba samfunnsanalyse (2012). Vi vil i dette kapitlet kort gå gjennom de norske arbeidene. Det er disse som vil være det mest relevante sammenligningsgrunnlaget for de statistiske analysene som presenteres i denne rapporten¹.

2.1 Priseffekter

Ut fra hypotesene om at etterspørselsstimulerende virkemidler som lån til kjøp av bolig og bostøtte vil presse opp boligprisene på kort sikt, og at priseffekten vil være sterkest i de lavest prisede segmentene i markedet, testet Medby (2006) dette gjennom bruk av regresjonsanalyse. De empiriske estimeringene ga imidlertid lite signifikante resultater. Sammenhengen mellom ulike mål på prisnivå og bruken av boligpolitiske virkemidler i kommunene var stort sett ikke signifikant forskjellige fra null. Medby (2006) kunne ikke på bakgrunn av analysen konkludere med at bruk av boligsosiale virkemidler bidrar til å presse boligprisene oppover, men heller ikke motsatt konklusjon kunne trekkes. Disse empiriske analysene hadde en del svakheter. Nordvik og Medby (2007) brukte kommuner som operasjonalisering av et lokalt boligmarked. Årsaken til at kommuner ble valgt som lokale boligmarkeder var

¹ For en gjennomgang av utenlandske studier, se rapporten fra prosjektets fase I, NIBR-rapport 2014:24

todelt. For det første var data lett tilgjengelige på kommunenivå. For det andre tas beslutningene om samlet bruk av virkemidlene i kommunene. En alternativ avgrensing hadde vært å bruke arbeidsmarkedsregioner som analyseenhet.

I tillegg var prisopplysningene som ble brukt ufullstendige i og med at boliger i borettslag ikke inngikk. Både startlån og det tidligere etableringslånet blir ofte brukt til kjøp av nettopp boliger i borettslag, og borettslagssektoren representerer ofte de rimeligste segmentene i mange lokale boligmarkeder.

Medby (2006) analyserte priseffekter basert på data fra ett år. I praksis kan prisresponsen komme med tidsforskyvninger og prisene kan påvirkes av forventningene til framtidige priser og dermed virkemiddelbruk.

Proba samfunnsanalyse (2012) forsøkte å anslå prisvirkninger av startlån. For å kunne beregne effekten av startlånsordningen på boligprisene framholdt Proba at en først måtte ta stilling til hvor mye ordningen bidrar til utlånsveksten. Hovedalternativene var enten å beregne ordningens bidrag:

- ved omfanget av startlån, eller
- ved det samlede utlånsvolumet knyttet til boligkjøp finansiert med startlån

Basert på resultater fra to andre arbeider forsøkte Proba å anslå prisvirkninger av startlånet. Startlånsvolumet i årene 2005-2010 tilsvarte 0,16 - 0,24 prosent av husholdningenes gjeld. Hvis man også inkluderer andre lån som startlånskundene brukte for å finansiere sine boligkjøp, anslo de at startlånsordningen bidro til en økning i husholdningenes gjeld på 0,35 - 0,77 prosent.

Det var startlånenes bidrag til vekst i husholdningenes gjeld som utgjorde grunnlaget for anslagene på priseffekter. De tok ikke hensyn til tidsetterslepet i effektene. Proba antydte at veksten i startlån i perioden 2005-10 løftet boligprisene med mellom 0,4 og 18,4 prosent. En metodisk svakhet ved Probas rapport er at den ikke skiller mellom virkninger på kort og lang sikt og drøfter ikke eksplisitt om, og i hvilken grad, startlånet har en midlertidig eller permanent effekt på etterspørselen.

De gjennomførte også en figuranalyse av korrelasjonen mellom vekst i boligprisindeksen i boligregionene definert av SSB og vekst i antall startlån. Den viser en positiv sammenheng mellom vekst i boligpriser og vekst i antall startlån, men sier ingenting om kausalitet.

Både Medby (2006) og Proba (2012) har således i liten grad klart å avdekke systematiske prisdrivende effekter av startlånsordningen. Mangel på signifikante funn kan imidlertid neppe tas til inntekt for at disse priseffektene ikke eksisterer.

2.2 «Crowding out»- effekter i det lokale markedet

Nordvik (2007) analyserte hvordan variasjonen i størrelsen på boligmassen i norske kommuner kunne forklares av variasjon i bruken av noen utvalgte boligsosiale virkemidler. Analysen ble gjort ved hjelp av en vanlig regresjonsmodell. Størrelsen på boligmassen ble målt som antall boliger i bruk i kommunen per tusen voksne innbyggere.

Regresjonsmodellen inneholder et bredt sett av forklaringsvariabler: befolkningens aldersfordeling, endringer i befolkningen og inntektsnivået i kommunen. Doseringen av utvalgte boligsosiale virkemidler inngikk også i settet av forklaringsvariable, gjennom bruken av disse per 1000 innbyggere. Alle variablene ble målt på kommunenivå. Det ble avdekket en relativt stor variasjon i både boligdekningen og i bruken av boligsosiale virkemidler i norske kommuner. Også når det gjaldt innbyggernes tilgang på, og kommunenes bruk av boligpolitiske virkemidler ble det avdekket stor variasjon mellom kommunene.

Nordvik (2007) undersøkte hvordan den marginale effekten av tiltak avhenger av den samlede doseringen av hvert enkelt av tiltakene. Med andre ord: jo snevrere og mer målrettet en ordning er desto større effekt vil en økt dosering ha på boligmassen, og jo mindre vil «crowding out»-effekten være. De boligsosiale virkemidlenes avtakende effektivitet når det gjelder effekten på boligmassens størrelse ble forsøkt identifisert ved estimeringsteknikker hvor effekten på ulike segmenter av fordelingen av virkemiddelbruken ble tillatt å variere. Det ble undersøkt i hvilken grad framskaffelsen av de kommunale boligene

representerte et (netto) tilskudd til boligmassen i en kommune, eller om kommunale boliger fortrenget bygging av andre boliger i det private markedet («crowding out»), og i hvor stor grad dette eventuelt skjer. Utgangshypotesen var at dette avhenger av størrelsen på den kommunale boligmassen fordi jo større denne er, desto større vil sannsynligheten være for at det absorberes etterspørsel fra det private markedet.

Estimeringsresultatene viste at hvis en starter fra et lavt nivå på den kommunale boligmassen så vil en økning i kommunale boliger med 10 enheter øke boligmassen totalt sett med 6 boliger. Både hypotesen om fullstendig fortrenghing og hypotesen om fravær av fortrenghing ble forkastet. I kommuner med en relativt stor kommunal boligmasse gir økninger i antall kommunale boliger ingen signifikant økning i totalt antall boliger, noe som taler for høy «crowding out»- effekt. Den estimerte effekten i dette tilfellet er at 100 nye kommunale boliger øker boligmassen (etter justeringen inn mot en ny langsiktig likevekt) med bare 8 boliger - og som sagt ikke signifikant forskjellig fra null.

Når det gjaldt (boligsosiale) lån til kjøp av bolig fant Nordvik at det for hvert lån bevilget i kommuner med relativt lavt forbruk av slike lån økte boligmassen med 0,77 boliger. Effekten var signifikant forskjellig fra null bare på et 10 prosents nivå. Det vil si at det er 90 prosent sannsynlig at virkningen ikke er statistisk tilfeldig. Vanligvis stiller en et krav om signifikans på 5 prosents nivå, som betyr at det er 95 prosent sannsynlig at virkningen ikke er tilfeldig. I kommuner med høyt forbruk var den estimerte effekten 0,19 boliger per lån og ikke signifikant forskjellig fra null.

Nordvik fant også noe overraskende at subsidier på etterspørselssiden (rettet mot husholdninger) syntes å påvirke boligmassen sterkere enn subsidier av tilbudet. Det er jo tilbudssubsidier som medfører direkte positiv økning av boligmassen. Så her motvirker sannsynligvis de indirekte effektene den direkte effekten.

Resultatene indikerer at kommunene har mulighet til å øke boligdekningen. Men, med svært høy virkemiddelbruk vil økningen i boligdekningen avta. Tiltakene har altså en positiv, men avtakende effekt på boligmassen. Intuisjonen bak dette resultat er som følger: Støtte til en husstand, for eksempel gjennom tildeling av kommunal bolig eller et startlån, reduserer potensielt denne

husstandens etterspørsel i det private markedet. Sannsynligheten for etterspørselsabsorbering avhenger av marginaliseringsgrad. Jo mer marginal en husstand er, desto mindre er sannsynligheten for at husstanden vil klare å skaffe seg bolig på egenhånd i det private markedet (mindre etterspørselsabsorpsjon). Med lav virkemiddelbruk treffer man sannsynligvis de mest marginale husstandene. Etter hvert som virkemiddelbruken øker er det rimelig å anta at marginaliteten avtar og at etterspørselsabsorpsjonen tiltar.

2.3 De boligsosiale virkemidlene og boligmassen etter disposisjonsform

Både boligtilskudd og startlån er direkte rettet inn mot eieretablering, mens de kommunale leieboligene naturligvis er rettet mot leie. Bostøtten er i prinsippet utformet slik at den er nøytral med hensyn på disposisjonsform. Således har alle de boligsosiale virkemidlene med unntak av utleietilskudd potensiell stimulans på boligeie. Det er derfor et interessant spørsmål om, og i hvilken grad, de boligsosiale virkemidlene bidrar til økt boligeie. Nordvik (2006) gjorde en empirisk analyse av hvordan antall eide boliger i norske kommuner avhenger av bruken av boligsosiale virkemidler og et sett av andre forklaringsfaktorer. Analysene ble gjort i form av en regresjonsmodell² hvor antall eide boliger per 1000 voksne innbyggere i en kommune var den avhengige variabelen.

Når det gjaldt pris- og inntektseffekter fant Nordvik (2006) at prisøkninger presset størrelsen på den eide massen signifikant nedover. Forventet antall eide boliger per 1000 voksne innbyggere ved en pris lik nedre kvartil i prisfordelingen var 13,5 høyere enn ved en pris lik øvre kvartil³. Dette tilsvarer en forskjell på 3,0

² Boligpris inngår som en forklaringsvariabel. Det er teoretisk gode grunner til å tro at pris og antall eide boliger i et marked er simultant bestemte. Det ble derfor brukt instrumentvariabelteknikker i estimeringene.

³ Kvartiler vil si at den statistiske fordelingen deles i fire deler. Nedre kvartil betyr den fjerdedelen av fordelingen med de laveste prisene. Grenseverdien for fjerde kvartil er det prisnivået hvor 25 prosent av enhetene har lavere pris og 75 prosent av enhetene har høyere pris. Tilsvarende med øvre kvartil, men da med motsatte andeler.

prosent av median⁴ boligmasse. Størrelsen på den eide boligmassen ble påvirket positivt av inntekten, men effekten var signifikant større enn null bare på et 10-prosentsnivå.

Startlånet er en videreføring av ordningen med kjøpslån og etableringslån. Når Nordvik brukte hele massen av startlånets forgjengere som ble gitt fra 1993-2001 og analyserte effekten på den eide boligmassen i 2001 fant han en positiv, men ikke signifikant sammenheng. Ved å ta hensyn til at tilpasningen av boligmassen er en prosess som tar tid og at effekten av startlån gitt på ulike tidspunkt vil være ulik, fant han klarere resultater.

De boligsosiale lånene som ble gitt om lag 2 år før det tidspunktet data for boligmassen stammet fra, påvirket ikke boligmassen signifikant. Massen av slike lån gitt 7-8 år før syntes derimot å påvirke sammensetningen av boligmassen ganske kraftig. Den estimerte langtidseffekten av de boligsosiale lånene ble beregnet til 0,55-0,75 flere eide boliger per boligsosiale lån.

Nordvik (2006) estimerte også det han kalte en *kvasilikevekts-modell*. Denne modellen ble estimert på et sett av observasjoner av kommuner som hadde en befolkningsvekst på mellom -3 prosent og 4 prosent i perioden 1996-2001. I denne modellen var effekten av startlånene litt under 0,4, noe som betyr at ett tildelt startlån økte antall eide boliger med 0,4 boliger.

Antall tildelte boligtilskudd økte størrelsen på den eide boligmassen, men den avdekkede effekten var ganske svak og ikke signifikant forskjellig fra null. I følge Nordvik kan dette ha sammenheng med at omfanget av ordningen er ganske liten.

Når antall bostøttemottakere ble brukt som en av forklaringsvariablene ble det avdekket at bostøtte til en mottaker øker antall eide boliger med 0,13. Denne effekten var imidlertid signifikant større enn null bare på et 10-prosentsnivå.

I forsøk med regresjonsmodeller med eierandelen som avhengig variabel ble det avdekket en signifikant negativ sammenheng mellom antall bostøttemottakere og eierandelen. Den sannsynlige

⁴ Medianen vil si det prisnivået hvor 50 prosent av enhetene har lavere pris og 50 prosent av enhetene har høyere pris. Medianen er altså midtpunktet i den statistiske fordelingen.

forklaringen på disse to ulike fortegnene er at bostøtten påvirker både antall eide og antall leide boliger positivt, men at effekten på antall leide boliger er sterkest.

Den marginale effekten av økninger av den kommunale boligmassen estimerte Nordvik (2006) til å være lik - 0,6. Det vil si at for hver ny kommunal bolig som kommer til, så reduseres den eide boligmassen i kommunen med 0,6 boligenheter. Størrelsen på denne marginale effekten avhang, litt overraskende, ikke av hvor stor den kommunalt eide boligmassen var.

3 Metode

I dette kapitlet beskriver vi metoden som brukes i de påfølgende kapitlene 4-6. Kapitlet begynner med en diskusjon rundt lokale boligmarkeder og hvorfor data på kommunenivå er brukt i analysene. Deretter følger en beskrivelse av regresjonsanalyse som redskap i analysene før det kommer delkapitler om modellspesifisering og forholdet mellom modeller på strukturform og redusert form.

I 2014 ble målgruppen for startlånet sterkt innskrenket. Vi vil derfor foreta en analyse av priseffekter av startlån på et tidspunkt der bruken av startlån var høyt, og en analyse av priseffekten etter at endringen i målgruppen ble foretatt. Vi vil basere oss på to separate tverrsnittsanalyser fra 2012 og 2014 for å undersøke om priseffektene varierer med hensyn til ulik dosering og ulike målgrupper. Ved at vi gjennomfører prisanalyser for flere tidspunkter, får vi et bedre utgangspunkt for å konkludere med hensyn til påliteligheten av eventuelle funn. Som metode benyttes regresjonsanalyse hvor også doseringen av andre virkemidler inngår som forklaringsvariabler.

Vi undersøker deretter om boligmassen påvirkes av dimensjoneringen av kommunalt disponerte boliger basert på tverrsnittsanalyser fra to ulike tidspunkter. Dette betyr at vi vil kunne belyse fortrenkningseffekter og om disse har endret seg i forhold til tidligere studier.

Andre variabler brukes i våre modeller bare som kontrollvariabler for å ivareta andre effekter som kan medføre prisvariasjon mellom kommuner. Variablene skal fange opp ulikheter i befolkningssammensetning, ulikheter i boligmasse og ulikheter i inntektsnivå. Modellen inneholder også noen regionale dummyvariabler.

3.1 Operasjonalisering av begrepet *lokalt boligmarked*

I de empiriske studiene vil vi bruke kommune som operasjonalisering av hva som utgjør et lokalt boligmarked. Observasjoner fra hver enkelt av landets kommuner utgjør derfor i prinsippet datagrunnlaget. I praksis kan det være at enkelte kommuner utelates på grunn av mangelfull informasjon. Spesielt kan dette gjelde priser i kommuner med svært få boligomsetninger.

Årsaken til at lokale boligmarkeder i analysen operasjonaliseres til å bety kommuner, er todelt. Et første pragmatisk-praktisk argument er at data er lett tilgjengelig på kommunenivå. Den andre årsaken er at beslutningene om samlet bruk og tildelingskriterier for de fleste selektive virkemidlene tas i kommunene. Dette er imidlertid et grep som ikke er uten potensielle omkostninger. I noen tilfeller innebærer dette unaturlig oppsplitting av integrerte lokale boligmarkeder som eksisterer på tvers av kommunegrensene. Dette kan bety at vi observerer mindre variasjon mellom de lokale markeder enn vi ellers ville ha gjort, noe som i sin tur går på bekostning av presisjonen til parameterestimaterne i regresjonsanalysene.

Data om boligpriser i ulike kommuner hentes fra grunnlagsmaterialet for boligprisstatistikken i Statistisk sentralbyrå. Data om befolkningssammensetning, boligmassesammensetning og inntekt hentes fra SSBs Statistikkbanken og folke- og boligtellingerne fra 2001 og 2011. Data om bruken av virkemidler er levert av Husbanken.

3.2 Valg av estimeringsmetode - multivariat regresjonsanalyse

I analysene i de neste kapitlene benytter vi regresjonsanalyse for å undersøke hvordan boligpriser, boligmasse og eierandel påvirkes av ulike forklaringsvariabler. Grunnen til dette er at multivariate regresjonsanalyser i prinsippet tar hensyn til virkningene av en variabel, gitt virkningene av andre variabler. Uten en slik analyse vil vi bare avdekke at det er forskjeller på størrelsen av boligmassen mellom markeder med mye og lite bruk av virkemidler uten at vi

kan si at effekten med en viss sannsynlighet skyldes virkemiddelbruken.

La oss ta utgangspunkt i prisforskjellen mellom kommuner med mye og lite bruk av startlån. En deskriptiv analyse vil bare kunne si at det er høyere boligpriser i kommuner med mye bruk av startlån, men det er ingen test av om det foreligger en statistisk signifikant sammenheng mellom boligprisnivå og bruken av startlån. En korrelasjonsanalyse vil kunne avdekke om den observerte statistiske sammenhengen mellom boligpris og for eksempel startlånsbruk er signifikant. Men, det korrigeres ikke for andre forhold som også kan forårsake prisforskjeller, for eksempel befolkningsvekst. Multivariat regresjonsanalyse er den eneste måten hvor det er mulig å avdekke den partielle virkningen av en variabel kontrollert for virkningene av de andre variablene.

Gjennom multivariat regresjonsanalyse kan en undersøke hvordan en avhengig variabel endres når en av forklaringsvariablene endres, mens alle andre egenskaper ligger fast.

3.3 Modellspesifikasjon og kilder til feilspesifikasjon

La oss for enkelhets skyld forutsette at det bare inngår én egenskap som påvirker boligens markedsverdi, f.eks. startlån. I modellen er boligprisen da bestemt av et konstantledd, en koeffisient som viser hvor mye prisen i gjennomsnitt øker med bruk av startlån, samt et restledd. Koeffisienten er det vi er på utkikk etter. Den viser hvor mye prisen påvirkes av forklaringsvariabelen (her startlån).

Restleddet er et uttrykk for de priseffektene som skyldes variabler som ikke inngår i modellen. Restleddet viser prisvirkningen som ikke forklares av de variablene vi har tatt med i regresjonsmodellen. Restleddet viser altså virkningen av utelatte variabler. Framstillingen er forsøkt gjort så enkel som mulig. Presisjonsnivået kan derfor bli noe redusert. Konstantleddet er uttrykk for at prisnivået ikke begynner på null. Det finnes et minstenivå som utgangspunkt. Konstantleddet og koeffisienten på prisvirkningen av startlånet beregnes i regresjonsanalysen ved hjelp av ”minste kvadraters metode”.

Størrelsen på boligmassen er en annen avhengig variabel i analysen. Den bestemmes av en rekke ulike faktorer, ikke bare startlånsbruken. Hver faktor behandles på samme måte som vist for startlånet, og størrelsen på boligmassen bestemmes av summen av alle forklaringsvariablene, konstantleddet og de utelatte variablene som fanges opp av restleddet. I regresjonsmodellen beregnes størrelsen (koeffisienten) på utslaget på boligmassen for hver enkelt faktor som inngår. Sagt på en annen måte: I regresjonen finner vi hvor mye boligmassen øker med bruken av startlån, under forutsetning av at verdien på alle andre forklaringsvariabler ligger fast.

Et viktig spørsmål er om koeffisientene er statistisk signifikante, noe som betyr at de ikke kan bero på tilfeldigheter. Dette testes ved en statistisk metode som kalles en "t-test". Resultatet av testen er en verdi, en "t-verdi". Signifikansen kan også måles ved den såkalte p- verdien⁵. Vi ønsker normalt å teste om koeffisienten vi er ute etter, altså innvirkningen på boligmassen av forklaringsvariabelen, er signifikant forskjellig fra null.

Nullhypotesen er at variabelen ikke har noen effekt, mens alternativhypotesen er at variabelen har en effekt som kan være enten positiv eller negativ. Utslagene av en forklaringsvariabel blir i første omgang målt etter om den er statistisk signifikant. Hva en regner som statistisk signifikant, bestemmes ved å fastlegge et nivå etter skjønn. Dette er uttrykk for hvor stor sikkerhet en vil ha for at utslaget ikke skyldes tilfeldigheter. Det vanlige er å velge signifikansnivå på en, fem eller ti prosent. Vi velger i den empiriske delen av denne rapporten et signifikansnivå på ti prosent. Det betyr at vi velger å sette et relativt svakt krav til signifikans. Med ti-prosent nivå er t-verdien 1,68. Er t-verdien mindre enn dette er utslagene vi måler ikke statistisk signifikante. Fortegnene kan fortsatt være riktige, men mulighetene for tilfeldigheter avtar med størrelsen på t-verdien.

I regresjonsanalysen finner vi også et mål på "forklaringskraften", altså hvor stor andel av prisvariasjonen som forklares ved de variablene som inngår i modellen. Er forklaringskraften høy er "restleddet", dvs. forhold som er utelatt i modellen, lite. Dersom R^2 for eksempel er 0,7, fanger variablene som inngår i modellen

⁵ Vi vil avrapportere t-verdien som mål på signifikans.

opp 70 prosent av variasjonen i prisforskjellene, mens restledds-variasjonen altså fanger opp resten.

Regresjonsmodellen som benyttes bør ideelt sett inneholde alle de variablene som en tror påvirker størrelsen på boligmassen (eller boligprisnivåene). Om variablene som inngår i regresjonsmodellen er statistisk korrelerte med faktorer som er utelatt fra regresjonsmodellen, vil de beregnede (estimerte) koeffisientene anta misvisende verdier. Sett at vi har to variabler, startlån og etableringstilskudd, som begge påvirker boligmassen. Startlånet er inkludert i modellen, mens etableringstilskuddet ikke er inkludert. Vi antar videre at de to variablene er korrelerte. Parameteren foran variabelen startlån måler da ikke bare effekten av startlån, men også til en viss grad effekten av etableringstilskudd. Dersom faktorene hadde vært ukorrelerte, hadde effekten av startlånsvariabelen vært korrekt estimert, men spredningen (målt ved standardavviket) ville ha vært feilestimert, slik at resultatene ville være mer usikre enn om også etableringstilskudd var med. I statistiske termer sier vi da at den estimerte parameteren foran startlånsvariabelen er forventningsrett, men ikke effisient (variansminimal). En enklere og mer upresis måte å si dette på er at den estimerte parameteren er riktig, men at resultatet blir mer usikkert.

Det er ikke bare utelatte variabler som kan være et problem. I praksis kan også for mange variabler være problematisk, både fordi en ofte har for få tilgjengelige observasjoner, og fordi noen av variablene samvarierer sterkt, såkalt multikollinearitet. Det vil i begge tilfellene (ved få observasjoner og ved multikollinearitet) være vanskelig eller umulig å identifisere effektene av enkeltvariabler.

En mulig feilkilde er at variablene ikke er målt korrekt. Målefeil i avhengig variabel, altså kvadratmeterprisen, vil ikke være noe stort problem så lenge målefeilen ikke er systematisk. Målefeil i forklaringsvariabler vil være mer alvorlig. Dersom vi har målefeil i noen av forklaringsvariablene vil de estimerte parametrene være upålitelige.

Noen av de egenskapene vi bruker som forklaringsvariabler kan i prinsippet anta hvilke som helst positive verdier. Inntektsnivå er et eksempel på en slik kontinuerlig variabel. Det finnes imidlertid mange egenskaper som ikke kan måles ved hjelp av kontinuerlige

variabler. En kommune ligger for eksempel enten i hovedstadsområdet eller utenfor hovedstadsområdet. Slike egenskaper modelleres i regresjonsanalyse ved hjelp av såkalte dummyvariabler. Verdien på en dummyvariabel settes lik 1 for kommuner som har en bestemt egenskap og lik 0 for kommuner som ikke har denne egenskapen. En dummyvariabel viser prisendringen for de kommuner som har en bestemt egenskap i forhold til kommuner uten egenskapen, alt annet likt.

Ved gjensidig utelukkende dummyvariabler, vil det være slik at alle de observerte objektene har en verdi for denne variabelen. Da kan ikke alle kategoriene være med i regresjonsanalysen fordi en mangler noe å referere mot. Kategorien som ikke er med i regresjonsanalysen kalles da referansekategorien. Referansekategorien er den kategorien de andre kategoriene måles mot.

Ved valget av hvilke variabler som skal inngå i en regresjon må det foretas en avveining mellom hvilke variabler en tror er relevante for prisen, og hvilke variabler en i praksis har tilgang til ved estimeringen.

Også funksjonsform kan ha betydning. Det finnes en rekke funksjonsformer. En lineær funksjon viser hvor mange enheter samlet boligmasse endres med når en forklaringsvariabel endres med en enhet. En enkel ikke-lineær funksjonsform som brukes mye, er den loglineære modellen. En loglineær modell er en modell hvor både avhengig variabel og minst en av forklaringsvariablene er målt på logaritmisk form, dvs. som naturlige logaritmer. En har da foretatt en transformasjon av variablene slik at de er lineære i parametrene og kan estimeres med vanlig minste kvadraters metode, se for eksempel Gujarati (1995). En slik modell viser for eksempel hvor mange prosent boligmassen endres når startlånsbruken øker med en prosent. Det finnes langt flere funksjonsformer enn de to nevnte. Ingen av funksjonsformene er helt ”riktige”, men kan fungere godt som en noenlunde ”riktig” tilnærming. Hva som er mest ”riktig” funksjonsform vil også variere med hensyn til hvilke problemstillinger som undersøkes.

3.4 Strukturform og redusert form

De empiriske analysene som presenteres i resten av rapporten vil ikke være strukturmodeller som eksplisitt spesifiserer parametere i

tilbuds- og etterspørselsfunksjoner. De må heller tolkes som reduserte former. Når vi i de resterende delene av rapporten går gjennom empiriske resultater fra analysene av sammenhengene mellom virkemiddelbruk og boligmasse, priser og eierandeler i norske kommuner vil vi fokusere mer på resultatene enn på økonometriske aspekter ved analysene. I den grad de økonometriske aspektene er viktige for tolkningene av resultatene nevnes de likevel.

4 Empirisk analyse av boligpriseffekter

4.1 Priseffekter - teoretisk bakgrunn

Vi vil her kort repetere de viktigste teoretiske poengene fra fase I (Astrup mfl. 2014a) før vi påbegynner den empiriske fasen.

4.1.1 Tidsdimensjonen

Som vi så i fase I så er tidsdimensjon kritisk for å forstå startlånets prisvirkninger i boligmarkedet. På kort sikt er tilbudet gitt, slik at startlånets stimulans på etterspørselen slår direkte ut i økte boligpriser. Hvor stor denne effekten er, avhenger av i første omgang av størrelsen på inntektselastisiteten i boligmarkedet. Startlån kan, som vi så i fase I, betraktes som en redusert kredittrasjonering som er ekvivalent med en inntektsøkning.

Over tid vil den kortsiktige prisveksten gi stimulanse til tilbudssiden gjennom økt nybygging. Økt nybygging vil i sin tur øke tilbudet i markedet og således dempe den kortsiktige prisøkningen. Hvor sterk denne prisdempende effekten er, avhenger av hvor prissensitiv eller priselastisk tilbudssiden i markedet er. I det ekstreme tilfellet hvor tilbudet er helt priselastisk (horisontal tilbudskurve), vil tilbudsresponsen fullstendig utlikne den initiale etterspørselsskapte prisøkningen. Jo mindre priselastisk det langsiktige boligtilbudet er, jo større vil de langsiktige prisvirkningene av startlånet være. Det er imidlertid viktig å presisere at ikke enhver etterspørselsvirkning av startlånet vil ha langsiktige prisvirkninger. Kritisk vil det være om den økte etterspørselen, eller hvor stor andel av den, som kan betraktes som en varig økning i etterspørselen. Ikke- varige eller temporære etterspørsels-stimulanse vil ikke ha langsiktige prisvirkninger.

Denne distinksjon er viktig, som vi skal se, og viktige implikasjoner for de nye endringene av startlånsordningen.

4.1.2 Varig versus ikke – varig etterspørselsendringer

Hvorvidt, og i hvilken grad, startlånsordningen påvirker den langsiktige likevekten i boligmarkedet, avhenger ikke bare av størrelsen på tilbudsresponsen som følger av økte priser på kort sikt. Avgjørende er hvorvidt den kortsiktige etterspørselsøkningen representerer en varig økning i etterspørselen. Det er kun dersom startlånet påvirker etterspørselen i markedet på en varig måte, at ordningen vil ha langsiktig effekter. Hvor stor den langsiktige virkningen blir, avhenger av størrelsen på etterspørsels- og tilbudselasticiteten. Hva må til for at en etterspørselsøkning er å anse som varig?

Noen av de boligsosiale virkemidlene i et enkelt år går til hushold som ikke hadde vært i stand til, noen gang, å kjøpe noen bolig uten tilgang på det boligsosiale tiltaket. I et slikt tilfelle vil det boligsosiale tiltaket gi et varig positivt skift i etterspørselen. En startlånsbruk som etablerer permanent vanskeligstilte, vil vi i resten av rapporten benevne EPV (etablering av permanent vanskeligstilte) - effekten. Hvor mye den varige etterspørselsøkningen slår ut i boligpriser avhenger, som vi har sett, av den langsiktige tilbudselasticiteten.

Hva så med startlånstildelinger som går til husstander som enten nå eller på et senere tidspunkt ville vært i stand til å etablere seg på egen hånd? Dersom en tildeling går til en husstand som ville vært i stand til å få lån i en privat bank, vil startlånet ikke skape en varig etterspørselsøkning. I utgangspunkt vil ikke slik tildeling heller ha prisvirkning, sammenlignet med en situasjon uten startlån, med mindre startlåntildelingen ville gi et større boliglån enn hva en privat bank ville ha gjort. Dersom dette er tilfelle, så vil tildelingen bidra til å inflatere boligprisene ytterligere.

Dersom startlånet går til husstander som ville klart å etablere seg på et senere tidspunkt, så innebærer det at startlånet bidrar til å framskynde deres etablering. Dette kan gi opphav til en varig etterspørselsendring under visse betingelser. Dersom startlånet hadde bidratt til å hjelpe hver kohort, eller deler av den, å etablere seg i egen bolig ett år tidligere enn de ellers ville ha gjort, så kan dette betraktes som en varig etterspørselsendring. Den samlede

effekten av startlånet på etterspørselen vil da være at det til enhver tid vil være en kohort mer inne i boligmassen enn det ellers ville ha vært. Vi kan kalle en slik effekt for kohort-effekten. Dette fordrer imidlertid at startlånet brukes kontinuerlig for å opprettholde kohortenes tidligere inntreden.

Vi har således to effekter av startlånsbruk som bidrar til varig etterspørselsendringer

1. Kohort-effekten
2. EPV- effekten

Dersom startlånsbruken hverken framskynder etableringen (kohorteffekten) eller etablerer husstander som ikke ville klart dette på egenhånd (EPV-effekten), så vil startlånsbruken ikke generere varig etterspørselsendringer. Hvis startlånsbruk framskynder etableringstidspunkt til husstander, er ikke dette i seg selv tilstrekkelig til å generere kohorteffekten. Det betinger at tildelingen gjentas over tid.

Vi tar utgangspunkt i et konkret eksempel for å illustrere disse effektene, og deres potensielle størrelsesorden. La oss anta at kommunene deler ut 10 000 startlån i året, 5000 til unge og 5000 til permanent vanskeligstilte, som ellers ikke ville ha kommet seg inn på boligmarkedet. De 5000 vanskeligstilte øker den varige etterspørselen tilsvarende, altså en etterspørsel etter 5000 boliger i langsiktig likevekt. Men hva med de andre 5000 unge? Denne effekten er mer komplisert. Anta for enkelhetens skyld følgende:

At disse unge framskynder sitt etableringstidspunkt med ett år og at de tilhører samme alderskohort, (for eksempel 23 år) og startlånsbruken tidligere har hatt samme effekten, men at dette gjelder færre individer, for eksempel 4500. Dette betyr at startlånsbruken har medført at 4500 flere av en kohort til enhver tid er inne i boligmassen som eiere. Det er kun endringen på 500 i kohorteffekten som generer en varig etterspørselsendring (forutsatt at dette følges opp i de kommende år), siden 4500 allerede er «inne». Den samlede startlånsbruken i dette eksempelet på 10 000 generer således en varig etterspørselsendring 5500 (5000 EPV pluss 500 kohort). Hvis startlånsbruken gjentas neste år på samme måten vil den varige etterspørselsendringen neste år være 5000 på grunn av EPV-effekten. I dette eksempelet er det således

primært gjennom EPV-effekten at startlånet skaper varige etterspørselsendringer.

Forskriftene for startlånet har i 2014 blitt endret slik at ordningen i større grad skal spisses mot vanskeligstilte grupper. Hvilke etterspørsels- og prisvirkninger kan vi vente av denne omleggingen? La oss kort analysere virkningen ved hjelp av kohort- og EPV-effektene og som en forenkling ta utgangspunkt i det samme eksempelet med en startlånsbruk på 10 000; 5000 til unge og 5000 til (permanent) vanskeligstilte. Anta videre at forskriftsendringen innebærer at bruken av ordningen på unge synker fra 5000 til 1000, og vanskeligstilte øker fra 5000 til 7000. Kohorteffekten synker altså med 4000, mens EPV-effekten øker med 2000. Under disse antagelsene, så vil nettovirkningen av forskriftsendringen da være en kortsiktig etterspørselsreduksjon på minus 2000. Dersom den samme startlånsbruken gjentas for 2015, så vil dette etter hvert nulle ut endringen i kohorteffekten og skape en varig årlig etterspørselsøkning på 7000. Altså i løpet av en periode på fem år vil startlånet skape en varig etterspørselsøkning på 32 000 boliger, i dette eksempelet. Uten forskriftsendringen ville etterspørselsøkning vært på 25 000.

4.1.3 Valg av empirisk modell

For å forstå hvordan startlånet påvirker prisnivået i de ulike kommunene, må vi først ha en modell som forklarer de viktigste kortsiktige driverne i lokale markeder, og som gjør oss i stand til å forstå variasjonen i boligpriser mellom kommunene. Når en slik modell er på plass kan vi estimere hvordan ulike doseringer av startlånet i kommunene påvirker lokale boligmarkeder.

Modellen vi bruker for å teste hypotesene er hovedsakelig bygd opp som i Medby (2006). Det er likevel noen viktige forskjeller, blant annet ser vi ikke bare på priseffekter av startlånsordningen direkte, men også av den boliglånskreditt som startlånet har utløst i de tilfeller hvor startlån er gitt som topplån i samfinansiering med private boliglån.

Den avhengige variabelen er boligprisinivået. Men hvordan boligprisinivået skal operasjonaliseres empirisk, er ikke uten videre opplagt. Den tilnærmingen vi anvender her er å fokusere på median og nedre kvartil i boligprisfordelingen i det lokale markedet. Median prisnivået kan tolkes som det ”normale”

prisnivået, mens nedre kvartil tolkes som det lokale boligmarkedets "lavere" segment. Høyere segmenter av boligmarkedene betrakter vi ikke da disse antas å være utenfor virkeområdet til de selektive virkemidlene. Over tid kan imidlertid prisøkninger i de høyere segmenter forekomme som følge av startlånets prisseffekt i de nedre segmenter. Denne type «smitteeffekter» er imidlertid vanskelig å avdekke gjennom regresjonsanalyser på tverrsnittdata. Dette krever en mer dynamisk og derfor komplisert tilnærming som ligger utenfor tids- og kostnadsrammen for dette prosjektet.

Spredning i prisene måles som avstanden mellom median og nedre kvartil.

4.2 Hypoteser og valg av tidshorisont

Hypotesene vi ønsker å teste gjelder ikke bare sammenhengen mellom boligprisnivået og bruken av selektive boligøkonomiske virkemidler på kort sikt, men også i hvilke deler av det lokale markedet virkemiddelbruken har størst effekt. Vi ønsker derfor å teste om:

- i) Selektive virkemidler fører til økte priser. Lokale boligmarkeder som er preget av en høy dosering av slike virkemidler vil ha høyere boligpriser enn i lokale markeder der slike midler er mindre brukt, alt annet likt.
- ii) Størrelsen av prisseffekten vil være sterkest i nedre segmenter.
- iii) Selektive virkemidler fører til en sammenpressing av boligprisfordelingen.

Formålet med modellen er imidlertid ikke bare å teste disse hypotesene. En fordel med regresjonsanalyser er at vi også, dersom hypotesene (og modellen) er tilnærmelsesvis riktig, vil kunne si noe om størrelsesorden til prisseffektene av startlånsbruk.

Som vi tidligere har vært inne på vil de langsiktige prisvirkningene av startlånet kunne være svært forskjellig fra kortsiktige prisseffekter. Det er to hovedgrunner til det. For det første vil prisvekst generert av startlån gi stimulanser til økt nybygging, som i sin tur vil bidra til å modifisere den initiale prisveksten. For det andre vil ikke alle startlånstildelinger øke etterspørselen permanent.

Det er kun startlånets varige etterspørselsendringer, som vil kunne øke boligprisnivået på lang sikt. For at startlånet skal ha langsiktige boligprisvirkninger så må således to betingelser være oppfylt:

1. Startlånet må gi varig etterspørselsvirkning.
2. Den varige etterspørselsvirkningen blir ikke nøytralisert av tilbudsresponsen (horisontal langsiktig tilbudskurve), slik at den langsiktige likevekten endres.

I praksis vil begge disse betingelsene være oppfylt:

1. enten fordi startlånet har en klar boligsosial profil som tilsier at noen av startlånmottakere ikke på egen hånd ville klart å skaffe seg boliglån i det private markedet på et senere tidspunkt eller at startlånet bytter om på hushold i kvalitetshierarkiet (Nordvik og Medby 2007)
2. fordi empirisk forskning på boligmarkedselastisiteter viser at tilbudssiden i boligmarkedet ikke er perfekt elastisk.

I vår modell ser vi kun på startlånet for siste året. Siden tilbudsresponsen trenger mer tid enn dette til å nøytralisere pris effekter av tidligere startlånbruk, kan modellen tolkes som kortsiktig, og at den således ikke fanger opp pris effekter på lengre sikt. Dette er imidlertid en forhastet fortolkning. Modellen kan faktisk oppfattes om en langsiktig likevektsmodell dersom kommunenes bruk av startlån er kontinuerlig og jevn, og primært rettet inn mot unge. Det vil si at startlånsbruken primært har kohort-effekter, og vil nok for majoriteten av kommuner ha en slik innretning. Flere kommuner har en klar boligsosial profil i sin startlånspraksis, og flere har fått det de siste årene som følge av Husbankens satsinger, men disse tilhører allikevel et mindretall. Når startlånsbruken er dominert av kohort-effekten så er etterspørselseffekten den generer varig men ikke akkumulativ. Dette kan vi illustrere gjennom et eksempel. Hvis en kommune ga 100 startlån i 2003, og deretter det samme de neste årene, så er den varige etterspørselseffekt 100 flere boliger og uendret fra år til år. Ved å se på startlånsbruken i 2013 gis all informasjon om den markedseffekten den hadde for 10 års siden, siden etterspørselseffekten ikke er akkumulativ (i motsetning til EPV). Siden tilbudssiden allerede har tatt høyde for den varige

etterspørselsvirkningen, så vil, hvis startlånet de tre siste årene har en priseffekt, være representativ for den langsiktige prisvirkningen av startlånet. Modellen tross sin enkelhet kan derfor tolkes som en langsiktig modell. Siden tilbudsresponsen ikke trekkes eksplisitt inn i modellen, antar vi implisitt at tilbudselasticitet er tilnærmelesvis lik i de ulike kommunene. Denne antagelsen kan definitivt problematiseres, og dette gjøres i diskusjonsdelen i 0.

De viktigste drivere i modellen vi bruker er befolkningsvekst og inntekt.

I modellens nærmere spesifikasjon inngår følgende variabler:

- 1) Bostøtte per innbygger det aktuelle året (beløp). Bostøtten er disposisjonsformnøytral, og fungerer kanskje til en viss grad i et samspill med startlånsordningen. Vi antar at denne vil ha et positivt fortegn. Selv om regelverket for bostøtten er utformet sentralt og er regelbasert, kan den påvirke lokale boligmarkeder forskjellig fordi doseringen er ulik. Ethvert regelverk vil slå ut ulikt i ulike boligmarkeder.
- 2) Samlet finansieringsbidrag tildelt per innbygger det aktuelle året (beløp). Vi summerer startlån, boligtilskudd og samfinansierte private lån i en variabel. Det er ikke startlånsvariabel i seg selv om er interessant, men den etterspørselen som startlånet utløser i det lokale markedet. Vi skiller derfor ikke mellom de ulike finansieringskomponentene, og derfor heller ikke, om startlånet gis som hel- eller delfinansiering.
- 3) Annen kreditt gitt sammen med startlånet. Forutsettes å øke etterspørselen og bidrar dermed til økt pris.
- 4) Boligtilskudd til etablering det aktuelle året per innbygger (beløp). På tilsvarende måte som bostøtten, vil boligtilskudd muliggjøre enkelte startlånstildelinger, og på den måten bidra til økt etterspørsel
- 5) Befolkningsandelen mellom 20 og 34 år (etterspørerne i etableringsdelen av boligmarkedet). Vi antar at denne har positivt fortegn på prisen.
- 6) Inntektsnivået i kommunen målt som median brutto inntekt hos personlige skatteyttere. Inntektsnivået er den

viktigste driveren på etterspørselen, og dermed den viktigste boligprisdriveren på kort sikt i lokale markedet og mellom lokale markeder. Dette inngår med en forventning om positivt fortegn.

- 7) Befolkningsendring i kommunen de siste fem årene. Befolkningsvekst er sammen med inntekt en av de viktigste variablene for å forstå lokale variasjoner i boligetterpørselen og dermed også boligpriser (på kort sikt). Forventet fortegn er derfor positivt.
- 8) En høyprisdummy inngår. Variabelen er basert på kommunene som har særskilte tak i bostøtteordningen. Den er satt lik 1 i Oslo (som er kommunen med det høyeste taket) og henholdsvis 0,75 i kommuner med nest høyeste tak og 0,5 i kommunene med tredje høyeste tak. Variabelen er satt 0 for kommuner med det vanlige taket i bostøtteordningen. Forventet fortegn er positivt.

Vi benytter en versjon hvor startlån og etableringstilskudd er slått sammen med annen kreditt under prisestimeringene fordi vi antar at det er den samlede kreditttilførselen som påvirker etterspørselen i det lokale boligmarkedet. Implisitt her ligger en antakelse om at de som mottar boligtilskudd også mottar startlån.

Valget av forklaringsvariabler er basert på å ta med de variablene vi antar påvirker prisene i de lokale boligmarkedene, ikke variabler som virker likt i alle markeder, som for eksempel lånerente. Vårt hovedformål er å analysere priseffekter av selektive virkemidler. De andre variablene inngår kun som kontrollvariabler og vil ikke bli diskutert. Resultatene vil imidlertid kort kommenteres i presentasjonen av resultatene.

I beregningene som følger ble kommuner med færre 10 eller færre boligomsetninger utelatt. I tillegg falt noen få kommuner ut i de estimerte regresjonsmodellene fordi data manglet for minst en forklaringsvariabel. Estimeringene er basert på tverrsnitt fra 2012 og 2014. 2012 er det enkeltåret med høyest bruk av startlån. Vi starter med å presentere resultatene fra 2012-dataene.

4.3 Variasjon i virkemiddelbruken mellom kommunene

Tabell 4.1 viser variasjonen i prisnivået mellom norske kommuner med mer enn 10 boligomsetninger i 2012. Vi ser at median prisnivå i kommunen med høyest prisnivå er nesten 10 ganger høyere enn i kommunen med lavest prisnivå. Gjennomsnittlig median prisnivå i norske kommuner er 1,863 millioner, mens gjennomsnittlig nedre kvartil (grenseverdien) prisnivå er 1,46 millioner. Det er altså stor spredning i de avhengige variablene vi gjør nytte av.

Tabell 4.1 *Prisnivå ved hhv. median og nedre kvartil, samt spredning. I kroner.*

Deskriptiv statistikk					
	N	Minimum	Maksimum	Gjennomsnitt	Std. avvik
Median	300	399 431	3 950 000	1 863 693	585 153
Nedre kvartil	300	29 639	2 907 500	1 460 919	485 873
Spredning	299	40 000	1 150 000	403 451	167 970

Tabell 4.2 viser variasjonen i de tre boligøkonomiske virkemidlene målt som beløp per innbygger i de norske kommunene med mer enn 10 boligomsetninger i 2012. Vi ser at bostøtte gis i samtlige kommuner, mens det er kommuner hvor det ikke blir gitt startlån og boligtilskudd. Gjennomsnittlig beløp per innbygger er desidert størst for startlån.

Tabell 4.2 *Bruken av virkemidlene målt som beløp per innbygger. 2012*

Deskriptiv statistikk					
	N	Minimum	Maksimum	Gj.snitt	Std. avvik
Bostøtte	299	121	1 112	451	14
Startlån	299	0	4 704	1 211	838
Tilskudd til etablering	299	0	280	31	46

Målt ved antall brukere per innbygger er imidlertid bostøtten langt viktigere. Gjennomsnittlig antall mottakere av bostøtte i de her aktuelle kommunene er 21, 15 per 1000 innbyggere. For startlånet og boligtilskuddet er gjennomsnittlig antall mottakere per 1000 innbyggere henholdsvis 2,9 og 0,3.⁶

4.4 Estimeringsresultater for 2012

4.4.1 Estimeringer med median pris som avhengig variabel

Tabell 4.3 viser regresjonsresultatene for prisregresjonen for mediannivået.

Tabell 4.3 *Regresjonsresultater med median boligpris som avhengig variabel*

Modell	Estimerte		
	Koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	-2 435 804	394 217	-6
Befolkningsandelen mellom 20 og 34	-19 673	11 375	-2
Median inntekt	13	1	12
Bostøtte per innbygger (beløp)	135	123	1
Startlånfinansiering (beløp per innbygger)	13	6	2
Høyprisdummy ⁷	578 379	153 934	4
Befolkningsvekst	4 931 078	547 489	9
N=290 R ² =0,744			

Den sammensatte kredittvariabelen viser at startlånet har en signifikant positiv effekt på *prisen*, mens vi ikke finner en signifikant effekt av *bostøtten*. At bostøtten ikke slår signifikant ut i boligpriser kanskje ikke så overraskende, og gjenspeiler at

⁶ Ikke tabellert her.

⁷ Variabelen er basert på kommunene som har særskilte tak i bostøtteordningen. Den er satt lik 1 i Oslo (som er kommunen med det høyeste taket) og henholdsvis 0,75 i kommuner med nest høyeste tak og 0,5 i kommunene med tredje høyeste tak. Variabelen er satt 0 for kommuner med det vanlige taket i bostøtteordningen

startlånet ikke i tilstrekkelig grad bidrar til eieretableringer til at vi klarer å fange opp effekten.

Estimeringsresultatene viser at en økning av tildelt startlån med en krone per innbygger øker median boligprisnivå med 12,5 kroner. Hva innebærer dette tallet i praksis? Det kan best illustreres gjennom et eksempel. La oss ta utgangspunkt i en by på 100 000. La oss anta at det deles ut 500 startlån i en slik kommune. Vi antar at gjennomsnittlig kjøpepris er 1,5 millioner. I vår modell er det kjøpsprisen som er avgjørende, og ikke startlånets finansieringsandel. Modellen skiller ikke mellom et tilfelle hvor hele boligen er finansiert av startlånet på 1,5 millioner, eller om det utgjør 20 prosent. I begge tilfellene er det den samme kredittmengde som kanaliseres inn i det lokale markedet, og vi antar at den private kredittmengde ellers ikke ville blitt brukt til boligformål. Antagelsen er basert at kommunene kun tildeler startlån til husstander som ikke ville fått lån i en lokal privat bank. I vårt eksempel innebærer startlånstildelingene at det gjennom fullfinansiering og samfinansiering kjøpes boliger for 750 millioner. Dividerer vi dette beløpet på befolkningen på 100 000 og multipliserer med parameterestimatet på 12,5, får vi at median boligpris øker med 110 000 sammenlignet med en kommune der det ikke ble brukt startlån. Hvis median boligpris er på 3 millioner (som for eksempel i Stavanger i 2012), så vil det generere en vekst i boligprisene på nær 4 prosent, som *startlånets priseffekt*.

Av de andre variablene inngår median inntekt med forventet signifikant positivt fortegn. Det samme gjør befolkningsvekst og om kommunen er en høypriskommune.

Andel av befolkningen mellom 20 og 34 år (andel potensielle nyetablerere) inngår ikke signifikant i den estimerte modellen.

Den estimerte modellen fanger opp 74,4 prosent av variasjonen i median prisnivå mellom norske kommuner. Dette er høyt i en tverrsnittsanalyse.

Vi prøvde også flere funksjonsformer. I den loglineære modellen, falt forklaringskraften til 0,679. Og resultatene endret seg. Bostøtte inngikk nå signifikant, mens den sammensatte kredittvariabelen ikke inngikk signifikant. I en versjon hvor kun avhengig variabel inngikk på logaritmisk form inngikk både kredittvariabelen og

bostøtten svakt signifikant. Resultatene er altså ikke spesielt robuste med hensyn til funksjonsform.

4.4.2 Med nedre kvartil som avhengig variabel

Nedre kvartil regner vi som de lavere segmentene av det lokale boligmarkedet. Vi vil derfor vente å finne sterkere effekter av virkemidlene her. Tabell 4.4 viser regresjonsresultatene for prisregresjonen for nedre kvartil.

Tabell 4.4 *Regresjonsresultater med nedre kvartil i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	-2 249 442	342 408	-7
Befolkningsandelen mellom 20 og 34	613	9 880	0
Median inntekt	10	1	11
Bostøtte per innbygger (beløp)	112	107	1
Startlånfinansiering per innbygger (beløp)	10	6	2
Høyprisdummy	274 889	133 704	2
Befolkningsvekst	4 045 052	475 536	9
			N=290 R ² =0,721

Startlånet har her en positiv effekt som er svakt signifikant. Bostøtte har igjen ingen signifikant effekt. I motsetning til våre forventninger er ikke effekten sterkere i nedre kvartal enn på median nivået verken for bostøtten eller startlånets vedkommende. Vi finner opplagte forklaringer for dette funnet annet enn at startlånets etterspørsel retter seg mot høyere prissegmenter i de lokale markedene enn antatt.

Av de andre kontrollvariablene inngår median inntekt med forventet signifikant positivt fortegn. Det samme gjør befolkningsvekst og høy pris. Andel potensielle nyetablerere inngår heller ikke her signifikant i den estimerte modellen.

Også for nedre kvartil nivået har den estimerte modellen relativt god forklaringskraft, det vil si at modellen klarer å forklare en høy andel av den observerte prisvariasjonen i kommunene. Den estimerte modellen fanger opp 72,1 prosent av variasjonen i median prisnivå mellom norske kommuner. En mulig forklaring for at modellen i mindre grad klarer for å forklare variasjon i nedre kvartil enn median, kan være at variasjonen i nedre kvartil er lavere.

Vi prøvde også her flere funksjonsformer. I den loglineære modellen falt forklaringskraften til 0,521. Vi merker oss at fallet i forklaringskraft er mye kraftigere enn i versjonen med median som prismål. Resultatene endret seg. Bostøtte inngikk nå signifikant, mens den sammensatte kredittvariabelen ikke inngikk signifikant. I en versjon hvor kun avhengig variabel inngikk på logaritmisk form inngikk bostøtten så vidt signifikant på 10-prosent nivå. Den sammensatte kredittvariabelen inngikk ikke signifikant. Heller ikke her er resultatene spesielt robuste med hensyn til funksjonsform.

4.4.3 Med spredning som avhengig variabel

Tabell 4.5 viser regresjonsresultatene for priskjøringene for spredningen. Med spredning menes differansen mellom median og nedre kvartil.

Tabell 4.5 *Regresjonsresultater med spredning i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	-163 474	180 456	-0,9
Befolkningsandelen mellom 20 og 34 år	-20 363	5 199	-3,9
Median inntekt	2,6	0,5	5,2
Befolkningsvekst	894 844	250 767	3,6
Høyprisdummy	307 139	70 405	4,4
Bostøtte per innbygger (beløp)	23	56	0,4
Startlånfinansiering per innbygger (beløp)	2,9	2,9	1,0
		N=290	R ² =0,338

Regresjonsresultatene for spredning er ikke signifikante når det gjelder de variablene vi har fokus på. Det kan komme av liten forskjell mellom median og nedre kvartil i mange av kommunene. Høyt inntektsnivå, befolkningsvekst og høy pris påvirker boligprisspredningen positivt. Her har andel nyetablerere signifikant negativ effekt på spredningen.

Forklaringskraften i den estimerte regresjonsmodellen for spredning er langt svakere enn i de to andre estimerte modellene. Den estimerte modellen fanger opp 33,8 prosent av variasjonen i median prisnivå mellom norske kommuner. Dette naturlig konsekvens av at regresjonene gir støtte for å hevde at i mindre grad støtte for at startlånsordning rettes mot det nedre kvartil. Hvis dette er tilfellet, så vil også i mindre grad forvente å finne evidens for sammenpressing av prisfordelingen i lokale markeder (her målt ved spredning).

Vi forsøkte andre funksjonsformer også her. I den loglineære modellen falt forklaringskraften til 0,253. Bostøtte inngikk signifikant positivt. Det betyr at den inngår med motsatt fortegn av hva vi hadde forventet. Kredittvariabelen inngikk ikke signifikant. Resultatene hvor kun avhengig variabel ble målt på logaritmisk form er temmelig identiske med resultatene i den loglineære modellen.

4.5 Estimeringsresultater for 2012-dataene med instrumentvariabelmetoden

I prisregresjonene kan vi selvfølgelig ikke utelukke at bruken av virkemidlene påvirkes av prisen. Vi har da såkalt simultanitet. Det betyr at effekten i en enligningsmodell ikke fanges opp og estimatorene vil kunne være både forventningsskjeve og inkonsistente. For å fange opp slike effekter brukte Medby (2006) instrumentvariabelteknikken to-steps minste kvadraters metode. Tilbakedaterte verdier av startlånets forgjengere ble valgt som instrumenter. En instrumentvariabel skal ideelt sett ha to egenskaper. Variabelen skal:

- i. være korrelert med problemvariabelen/problemvariablene
- ii. være ukorrelert med restleddet

Tilbakedaterte forklaringsvariabler vil kunne sies å ha begge disse egenskapene. Vi forsøker derfor med tilbakedaterte verdier av den sammensatte kredittvariabelen fra året før (2011) som instrument. Resultatene fra denne regresjonen er vist i det følgende.

Tabell 4.6 *Regresjonsresultater median lokal boligpris som avhengig variabel*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	-2 507 717	410 691	-6,1
Befolkningsandelen mellom 20 og 34 år	-27 127	12 322	-2,2
Median inntekt	13,4	1,1	11,8
Befolkningsvekst	4 996 570	566 228	8,8
Høyprisdummy	588 823	159 274	3,7
Bostøtte per innbygger (beløp)	203	132	1,5
Startlånfinansiering per innbygger (beløp)	33	12	2,8
			N=290 R ² =0,736

Vi ser at effekten av variabelen vi er interessert i, den sammensatte startlånsvariabelen, er både sterkere og mer signifikant ved bruk av Instrumentvariabelen (tilbakedatert verdi). Dette styrker altså funnet om at median pris påvirkes positivt av startlån.

Tabell 4.7 *Regresjonsresultater med nedre kvartil i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	-2 309 129	359 394	-6,4
Befolkningsandelen mellom 20 og 34 år	-8 073	10 783	-0,7
Median inntekt	10,7	1,0	10,8
Befolkningsvekst	4 118 969	495 503	8,3
Høyprisdumy	292 539	139 380	2,1
Bostøtte per innbygger (beløp)	181	115	1,6
Startlånfinansiering per innbygger (beløp)	33	10	3,3
		N=290	R ² =0,711

Også her ser vi effekten av variabelen vi er interessert i, den sammensatte startlånsvariabelen er både sterkere og mer signifikant ved bruk av Instrumentvariabelen (tilbakedatert verdi). Dette styrker altså funnet om at pris i nedre kvartil påvirkes positivt av startlån.

Tabell 4.8 *Regresjonsresultater med spredning(målt som differanse mellom median pris og nedre kvartil) i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel.*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	-175 190	183 951	-1,0
Befolkningsandelen mellom 20 og 34 år	-19 145	5 511	-3,5
Median inntekt	2,6	0,5	5,1
Befolkningsvekst	885 957	253 835	3,5
Høyprisdummy	300 082	71 294	4,2
Bostøtte per innbygger (beløp)	21	59	0,4
Startlånfinansiering per innbygger (beløp)	-0,2	5,3	-0,0
		N=290	R ² =0,337

Heller ikke når det gjelder spredning endrer resultatene seg fra det vi fant med vanlig minste kvadraters metode.

4.6 Estimeringsresultater for 2014

Som vi har sett er modellen mest egnet til å fange opp effekter av en jevn og kontinuerlig startlånsbruk, hvor hovedfokuset er på kohorteffekter. Modellen vil i langt mindre grad kunne fange opp priseffekter av EPV-effekter siden de varige etterspørselsvirkninger av disse vil inngå kumulativt. Det er derfor ikke uten videre gitt at modellen kan brukes til å analysere priseffekter i 2014 hvor startlånsomleggingen fant sted og kohort-effekten ble nullifisert. Modellen kan gjøre dette siden tilbudssiden ikke er eksplisitt modellert, men det innebærer at vi må omfortolke modellen som en kortsiktig modell. Dette er imidlertid kun mulig å gjøre første året. En tolkning av forskriftsendringen er at den legger opp til en nullifisering av kohorteffekten, og at den innebærer en introduksjon av EPV-effekten. Vi kan fange opp denne i 2014, men ikke for 2015, fordi EPV-effekten inngår kumulativt.

Tabell 4.9 Regresjonsresultater median boligpris som avhengig variabel

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	il	t-verdi
Konstant	-7859245	467303	-16,8
Befolkningsandelen mellom 20 og 34 år	-3181414	1097549	-2,9
Median inntekt	12,6	1,1	11,9
Befolkningsvekst	5767930	572847	10,1
Høyprisdummy	623596	160577	3,9
Bostøtte per innbygger (beløp)	22	7	3,1
Startlånfinansiering per innbygger (beløp)	-31	129	-0,2
		N=280	R ² =0,754

Regresjonsresultatene er kvalitativt som for 2012 når det gjelder startlansvariabelen (inkludert annen finansiering og tilskudd). Den har klart signifikant positiv effekt på prisen. Bostøtte har igjen ingen signifikant effekt.

Sammenligner vi med regresjonsresultatene for 2012 ser vi at parameteren for startlansvariabelen er større i 2014. Dette er naturlig siden i 2014 fanges de kortsiktige effektene opp, og de er mindre enn de langsiktige effektene, som har vært modifisert av økt boligtilbud. En tolkning kan være at 2014 representerer et regimeskifte, som har generert en betydelig nedgang i kohort-effekten, som gir stor nedgang i etterspørselen, og som reflekteres i parameterestimatet. Ved jevn bruk av startlånet vil den i liten grad generere priseffekter fra år til år. For å illustrere dette poenget la oss anta at en kommune tildeler 1000 startlån i året i 10 år. Alle lån går til unge som framskynder sin etablering med ett år. Første året øker etterspørselen med 1000, de neste årene øker den ikke i det hele tatt, før den i år 10, når startlånbruken opphører, reduseres med 1000 igjen. Det er altså årene med store endringer at kohort-effekten er stor.

Høy pris, befolkningsvekst og høyt inntektsnivå påvirker prisen positivt, mens andelen nyetablerere faktisk har signifikant negativ effekt på prisen.

Ved bruk av den loglineære modellen falt forklaringskraften svakt til 0,731. Verken kredittvariabelen eller bostøtten inngår signifikant i modellen. Det samme resultatet fikk vi i en modell med kun avhengig variabel på logaritmisk form. Heller ikke her kan altså resultatene sies å være robuste med hensyn til ulike funksjonsformer.

4.6.1 Med nedre kvartil som avhengig variabel

Nedenfor ser vi regresjonsresultater med nedre kvartil i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel.

Tabell 4.10 *Regresjonsresultater med nedre kvartil i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	-6 876 704	394 652	-17,4
Befolkningsandelen mellom 20 og 34 år	-1 763 619	926 915	-1,9
Median inntekt	9,0	0,9	10,0
Bostøtte per innbygger (beløp)	5 389 215	483 787	11,1
Startlånfinansiering per innbygger (beløp)	433 545	135 612	3,2
Høyprisdummy	7	6	1,2
Befolkningsvekst	-77	109	-0,7
			N=280 R ² =0,738

Startlånet har her ikke noen signifikant effekt. Bostøtte har ingen signifikant effekt. I motsetning til våre forventninger er ikke effekten sterkere i nedre kvartal enn på median-nivået verken for bostøtten eller startlånets vedkommende.

Av de andre variablene inngår median inntekt med forventet signifikant positivt fortegn. Det samme gjør befolkningsvekst og høy pris. Andel potensielle nyetablerere inngår svakt signifikant negativt i den estimerte modellen.

Også for nedre kvartil nivået har den estimerte modellen relativt god forklaringskraft. Den estimerte modellen fanger opp 73,8 prosent av variasjonen i prisnivået i nedre kvartil mellom norske kommuner.

Her ga andre funksjonsformer samme resultat med hensyn til signifikans for den sammensatte startlånsvariabelen og bostøtten. Ingen av dem inngår signifikant i modellen. Forklaringskraften er noe lavere enn i den loglineære modellen.

4.6.2 Med spredning som avhengig variabel

Nedenfor ser vi regresjonsresultatene for spredningen i boligprisnivået i det lokale boligmarkedet.

Tabell 4.11 *Regresjonsresultater med spredning i den lokale boligprisfordelingen som avhengig variabel.*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	-982 541	267 870	-3,7
Befolkningsandelen mellom 20 og 34 år	-1 417 796	629 144	-2,3
Median inntekt	3,7	0,6	6,0
Befolkningsvekst	378 715	328 371	1,2
Høyprisdummy	190 052	92 047	2,1
Startlånfinansiering per innbygger (beløp)	46	74	0,6
Bostøtte per innbygger (beløp)	15	4	3,6
		N=280	R ² =0,28

Regresjonsresultatene for spredning er motsatt av det vi hadde forventet. Den sammensatte kredittvariabelen som ivaretar startlånets effekt har en signifikant positiv effekt på prisspredningen. Bostøtten har ingen signifikant effekt. Høyt inntektsnivå og høy pris påvirker boligprisspredningen positivt, mens befolkningsvekst ikke har noen betydning. Andel nyetablerere har signifikant negativ effekt på spredningen.

Forklaringskraften i den estimerte regresjonsmodellen for spredning er langt svakere enn i de to andre estimerte modellene. Den estimerte modellen fanger opp 28 prosent av variasjonen i spredning i prisnivået i median og prisnivået i nedre kvartil mellom norske kommuner.

Bruk av andre funksjonsformer gir samme overraskende resultat og forklaringskraften svekkes ytterligere. I den loglineære modellen oppnås en R^2 på 0,228.

4.7 Estimeringsresultater for 2014-dataene med instrumentvariabelmetoden

Nedenfor ser vi regresjonsresultatene for 2014 hvor instrumentvariabelmetoden benyttes.

Tabell 4.12 *Regresjonsresultater median boligpris i lokale boligmarkeder*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	-7 856 593	1 159 135	-6,8
Befolkningsandelen mellom 20 og 34 år	-7 174 603	7 977 386	-0,9
Median inntekt	20	14	1,4
Befolkningsvekst	3 000 152	5 375 181	0,6
Høyprisdummy	337 548	668 275	0,5
Startlånsfinansiering per innbygger (beløp)	295	510	0,6
Bostøtte per innbygger (beløp)	794	1 575	0,5
			N=280 $R^2=0,323$

Her svekkes resultatene ved bruk av instrumentvariabelmetoden. Den sammensatte startlånsvariabelen inngår ikke lenger signifikant i modellen. Bostøtten er fortsatt ikke signifikant. Det er videre et overraskende fall i forklaringskraft i forhold til MKM-estimeringen som er vanskelig å forklare da tilbakedaterte verdier av forklaringsvariabler normalt er gode instrumenter.

Tabell 4.13 *Regresjonsresultater nedre kvartil i den lokale boligprisfordelingen.*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	-6 876 471	470 383	-14,6
Befolkningsandelen mellom 20 og 34 år	-2 726 588	3 237 267	-0,8
Median inntekt	11	6	1,9
Befolkningsvekst	4 721 172	2 181 278	2,2
Høyprisdummy	364 540	271 189	1,3
Startlånsfinansiering per innbygger			
(beløp)	73	207	0,4
Bostøtte per innbygger (beløp)	122	639	0,2
			N=280 R ² =0,614

For nedre kvartil gir instrumentvariabelmetoden samme resultat med hensyn til signifikans for den sammensatte startlånsvariabelen og bostøtten. Ingen av dem inngår signifikant i modellen. Forklaringskraften falt ikke på langt nær så mye som for medianen.

Tabell 4.14 *Regresjonsresultater spredning i boligprisfordelingen i det lokale boligmarkedet.*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	-980 122	848 250	-1,2
Befolkningsandelen mellom 20 og 34 år	-4 448 014	5 837 820	-0,8
Median inntekt	9	10	0,9
Befolkningsvekst	-1 721 020	3 933 536	-0,4
Høyprisdummy	-26 992	489 041	-0,1
Startlånsfinansiering per innbygger			
(beløp)	222	374	0,6
Bostøtte per innbygger (beløp)	672	1 152	0,6
			N=280 R ² =0,016

For spredning gir instrumentvariabelmetoden samme resultat med hensyn til signifikans for den sammensatte startlånsvariabelen og bostøtten. Ingen av dem inngår signifikant i modellen. Det gjør stort sett heller ikke andre variabler. Forklaringskraften er nær null. Vi kommer tilbake til mulige forklaringer på disse resultatene i diskusjonsdelen.

4.8 Diskusjon av regresjonsresultatene

Vi tok utgangspunkt i følgende hypoteser om startlånets priseffekter i lokale markeder

- i) Selektive virkemidler fører til høyere prisnivå. Lokale boligmarkeder preget av en høy dose av slike virkemidler vil ha høyere boligpriser enn lokale markeder der slike virkemidler er mindre brukt.
- ii) Størrelsen av priseffekten vil være sterkest i nedre segmenter.
- iii) Selektive ordninger fører til en sammenpressing av prisfordelingen.

Det viktigste funnet i analysene er at dataene gir grunnlaget for å hevde at kommuner som i større grad bruker startlånsordningen, alt annet likt, har et høyere prisnivå sammenlignet med kommuner som i mindre grad bruker startlånet. Vi finner altså støtte for hypotese 1.

Hvis vi tolker modellen vi har brukt som kortsiktig, så kan dette forstås som en intendert og positiv effekt av startlånet, og uttrykk for at startlånet brukes på riktig og målrettet måte. Høyere boligpris av startlånet gir grunnlaget for å inkludere flere i boligmassen over tid. En høyere pris vil stimulere til nybygging og høyere boligfrekvens på lengre sikt. En høyere boligfrekvens vil si at startlånet stimulerer til å øke boligbyggingen utover befolkningsveksten. Denne forståelsesmåten vil imidlertid primært gjelde 2014-resultatene. For 2012 må resultatene forstås som et mer langsiktig resultat. For kommuner som primært har brukt ordningen mot alminnelige unge i etableringsfasen, og som i liten grad har variert startlånsbruken fra år til år, kan priseffekten av startlånet tolkes som en langsiktig priseffekt. Når vi finner en positiv priseffekt i et slikt tilfelle, vil det si at tilbudsresponsen ikke

har vært stor nok til å utligne, men kun modifisere, den kortsiktige prisveksten. Hvis noen kommuner har store langsiktige priseffekter av startlånet er det fordi tilbudsresponsen har vært svak. Dette vil kunne resultere i permanent høyere priser og eksklusjon av andre hushold som ellers kunne klart seg.

Det er imidlertid flere forhold som ikke inkluderes i analysen, og som kompliserer estimeringen av sammenhengen mellom startlånsbruk og boligprisnivået. For det første vil en prisøkning i de lavere prissegmenter bidra til økt boligkapital, som igjen vil kunne bidra til å øke boliggetterspørsel i et høyere prissegment i det lokale markedet. Denne dynamiske effekten fanges ikke opp og bidrar til en undervurdering av priseffekten. På den annen siden kan i mange kommuner avgrensningen av det lokale boligmarkedet være for snever. Det kan være at husstander også i de omkringliggende kommuner er med og konkurrerer med kommunens innbyggere om boligene i kommunene. I så fall er det lokale boligmarkedet større enn kommunenes befolkning. Det betyr også at doseringen av startlån relativt til det lokale boligmarkedet blir mindre. Dette vil tendere til å overvurdere priseffekten av startlånet.

Det siste kompliserende forhold ligger på det metodiske plan. Vi forsøker å forklare variasjon i boligpriser i lokale markeder med variasjon i startlånsbruk, alt annet likt. Vi kan kun forklare denne sammenhengen dersom vi observere tilstrekkelig variasjon i virkemiddelbruken. Dersom det skjer en tendens mot en mer ensrettet virkemiddelbruk over tid så vil dette vanskeliggjøre estimeringen priseffekten med metoden som er brukt her. En slik ensrettingstendens, hvis den foreligger, vil bidra til å undervurdere priseffekten.

Til slutt så vil spesifisering med kun å se på startlånsbruk det siste året være egnet til å fange opp kohort-effekten, som antageligvis er den viktigste de i fleste småkommuner, men ikke EPV- effekten i kommuner med en sterk boligsosialprofil. I disse kommunene, som antageligvis tilhører et klart mindretall, så vil modellresultatene antageligvis undervurdere priseffektene.

Når det gjelder de øvrige to hypoteser om at startlån har størst effekt i det nedre prissegment og startlånet føre til en sammenpressing av prisfordeling, finner vi ikke støtte for disse hypotesene i dataene. En mulig forklaring er at startlånet påvirker

de nedre prissegmentene i det lokale boligmarkeder hvor boligmassen er heterogen og prisvariasjon er stor. I mange mindre lokale boligmarkeder er boligmassen mer homogen og derfor antageligvis mindre prisvariasjon. Dersom en førstegangsetablerer kjøper sin første bolig i en mindre kommune er dette ofte et rekkehus eller enebolig, som kanskje ikke avviker som mye fra det generelle prisnivået i kommunen. I analysen vektes ikke kommunen etter størrelse, og derfor vil effekten av mindre kommuner kunne dominere.

5 Empirisk analyse av boligmasse-effekter

5.1 Problemstillinger

Hva er sammenhengene mellom de boligsosiale virkemidlene og virkningen de har på boligmassen? Bidrar de boligsosiale virkemidlene til økt boligmasse, og i så fall i hvilken grad?

Evnen til å påvirke boligmassen på sikt kan betraktes som et grunnleggende suksesskriterium for den boligsosiale politikken generelt:

A necessary condition for justifying a policy such as subsidized low-income housing, either via tenant-based rental assistance or construction of public or private projects, is that it has a real effect on market outcomes. If subsidized housing raises the quantity of occupied housing per capita, either more people are finding housing or they are being housed less densely. On the other hand, if subsidized housing merely crowds out equivalent quality low-income housing that otherwise would have been provided by the private sector, the housing policy may have little real effect on housing consumption.

Sinai og Waldfogel (2005).

Hvis effekten på boligmassen er høy, kan altså effekten av de boligsosiale virkemidlene ansees som god eller vellykket, og tilsvarende; hvis effekten på boligmassen er liten, så kan effekten av disse virkemidlene anses som mindre god eller vellykket. Hvis de boligsosiale virkemidlene ikke har effekt på boligmassen i det hele tatt, vil dette medføre at kun noen husstander hjelpes inn på boligmarkedet på bekostning av andre. Hvis de boligsosiale virkemidlene derimot bidrar til større boligmasse, så vil dette bety

at flere husstander og individer inkluderes i boligmassen, som ikke ville klart det på egenhånd. Dette betyr at de boligsosiale virkemidlene bidrar til høyere boligfrekvens, altså til en høyere boligbygging enn det befolkningsveksten skulle tilsi. Jo større boligmasse- effekten er, desto større er denne inkluderingseffekten, og jo mindre er eksklusjonseffekten av den boligsosiale politikken.

5.2 Boligmassevirksomheter av de boligsosiale virkemidlene - teoretisk bakgrunn

Som vi så i fase I (Astrup mfl. 2014a) er det nyttig å skille mellom virkemidler som virker på tilbudssiden og de som virker inn på etterspørselssiden for å forstå de boligsosiale virkemidlenes boligmarkedsvirkninger. Denne dikotomien er tilsvarende viktig for å analysere boligmasseeffekter av disse virkemidlene. Som vi så i kapittel 1, er det ikke helt rett frem hvordan de boligsosiale virkemidlene kan ordnes etter denne dikotomien. De fleste boligsosiale virkemidler har sammensatte markedseffekter, og virker både inn på tilbudssiden og etterspørselssiden.

5.2.1 Boligmasseeffekter av boligsosiale virkemidler som virker inn på tilbudssiden direkte

Når de boligsosiale virkemidlene brukes til oppføring av nye boliger, for eksempel gjennom startlånet eller tilskuddet til utleieboliger, kan man umiddelbart kanskje ledes til å tro at effekten på boligmassen er i et 1-til- 1-forhold. Men når boligmassen økes så vil dette redusere etterspørselen i det private markedet for den andelen av mottagerne som alternativt ville ha klart å skaffe en bolig i det private markedet på egen hånd. Færre som etterspør private boliger medfører et negativt skift i etterspørselskurven i boligmarkedet. Mindre etterspørsel vil redusere boligprisen. Lavere boligpris gjør det mindre lønnsomt å bygge boliger slik at effekten over tid av subsidieringen av boligbyggingen blir mindre enn 1. Den støtte eller subsidiering til boligbygging, som de boligsosiale virkemidlene bidrar til, innebærer at annen privat boligbygging minker, den såkalte «crowding out»-effekten. Hvor stor denne effekten blir, avhenger av flere faktorer. Den ene er behovsprøving ved tildeling av kommunal bolig. Jo sterkere behovsprøving, desto mer marginal er

husstanden i utgangspunktet, og jo lavere er sannsynligheten for at husstanden ville klart å skaffe seg bolig på egenhånd i det private markedet, og desto mindre vil crowding-out effekten være. Vi kan dermed formulere følgende hypotese:

Økt grad av behovsprøving ved tildeling av de boligsosiale virkemidlene vil (alt annet likt) gi reduserte «crowding-out»-effekter.

En annen faktor som kan påvirke størrelsen på «crowding-out»-effekten er kommunens beholdning av kommunale boliger og generelt av doseringen av utleietilskuddet. Sannsynligheten for etterspørselsabsorbering avhenger således av marginaliseringsgraden, som igjen avhenger av den boligsosiale behovsprøvingen. Jo mer marginal en husstand er, jo mindre er sannsynligheten for at husstanden ville klart å skaffe seg bolig på egenhånd i det private markedet (mindre etterspørselsabsorpsjon). Med lav virkemiddelbruk treffer man sannsynligvis de mest marginale. Etter hvert som bruken av virkemiddelet øker er det rimelig å anta at marginaliteten avtar og etterspørselsabsorpsjonen således tiltar. Vi kan på bakgrunn av dette formulere følgende tilleggshypotese:

Jo lavere antall kommunale boliger (relativt til befolkningsstørrelsen i kommunen), jo mer vil de kommunale boligene representere et (netto)tilskudd til boligmassen i en kommune, og jo mindre vil «crowding out»-effekten være.

En annen måte å si dette på er at utleietilskuddet brukt til oppføring, eller mer generelt de boligsosiale virkemidlene brukt til oppføring av nye boliger, har en positiv, men avtagende effekt på boligmassen.

En tredje faktor som kan ha innvirkning på størrelsen på «crowding out»- effekten er hvorvidt utleietilskudd brukes til oppføring av ny bolig eller kjøp i bruktmarkedet. Dersom det kommunale leietilskuddet går til kjøp av kommunale boliger i bruktboligmarkedet kan dette gi opphav til litt mer kompliserte markedseffekter enn om tilskuddet brukes til oppføring av nye boliger. Dersom tilskuddet brukes til kjøp i bruktmarkedet åpner det også, teoretisk, for muligheten for tilbudsabsorpsjon ved at kommunene kjøper opp boliger som har utgjort en del av det private utleietilbudet. I så fall får vi et kuriøst tilfelle hvor et

kommunalt utleietilskudd både kan absorbere etterspørselen og tilbudet i (det private) leiemarkedet samtidig. Teoretisk kan det godt tenkes at tilbudsabsorpsjonseffekten dominerer slik at vi får en negativ «crowding-out effekt», altså at et tilskudd til en kommunal bolig øker boligmassen med mer en 1.

Siste faktor er den langsiktige tilbudselasticiteten. Et høy-elastisk boligtilbud vil i større grad reagere på etterspørselsabsorpsjon, og derfor øke «crowding-out»-effekten.

5.2.2 Boligmasseeffekter av boligsosiale virkemidler som virker inn på etterspørselssiden

Som vi var inne på i kapittel 4, så er det kun de varige etterspørselsendringer generert av de etterspørselsstimulerende virkemidlene boligtilskudd, bostøtte og startlån, som vil generere boligmasseeffekter. De varige etterspørselsendringene kan deles inn i to typer, kohort- og EPV- effekter (se kapittel 4.1.2). EPV-effekten vil være mest aktuell for boligtilskudd og bostøtten, mens startlånet kan gi opphav til begge typer effekter.

La oss igjen ta utgangspunkt i eksempelet i kapittel 4 hvor kommunene deler ut 10 000 startlån i året, 5000 til unge og 5000 til (permanent) vanskeligstilte, som ellers ikke ville ha kommet seg inn på boligmarkedet. De 5000 vanskeligstilte øker den varige etterspørselen med tilsvarende, mens etterspørselsvirkningen til de unge avhenger av hva som vært tidligere praksis. Hvis kommunene har tildelt tilsvarende beløp til de unge på tilsvarende måte tidligere, for eksempel framskyndet etableringstiden til førstegangsetablerere med 1 år, i foregående år, så vil ikke tildelingen til 5000 unge medføre en økning i den varige etterspørsel i dette tildelingsåret. Derimot: hvis tildelingen tidligere år hadde vært 4000, så ville endringen i varig etterspørsel være 1000, osv. Kohort-effekten i et enkelt år er altså endringen i varig etterspørsel, som endringer i kohortforskyvninger innebærer.

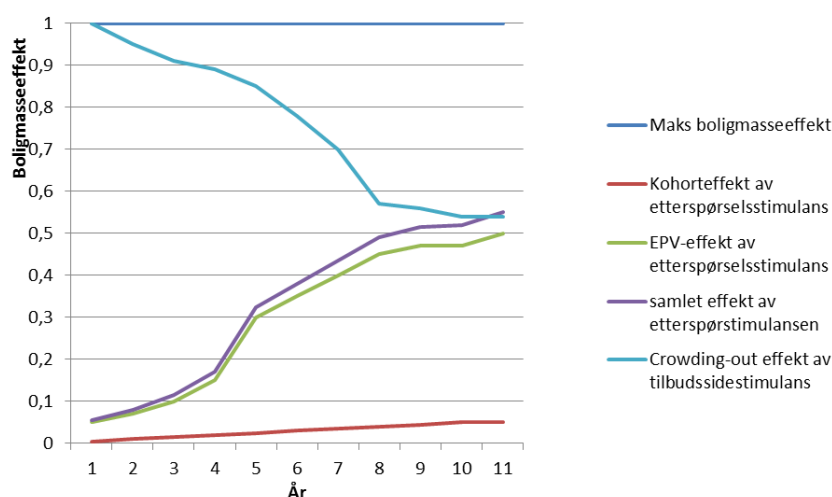
Hvis startlåntildelingen et år på 10 000 lån generer en varig etterspørsel etter 5000 boliger, hvor stor vil boligmasseeffekten da være? Denne avhenger av størrelsen på den langsiktige tilbudselasticiteten. Hvis den langsiktige tilbudselasticiteten går mot uendelig (horisontal tilbudskurve), så vil endringen i varig etterspørsel være lik boligmasseeffekten. Er tilbudselasticitet 0

(vertikal tilbudskurve), så er også boligmasseeffekten null. I realiteten vil tilbudselasticiteten ligge et sted mellom disse ytterpunktene, og tilsvarende vil boligmasseelasticiteten av en marginal endring i varig etterspørsel være større enn null, men mindre enn én.

5.2.3 Tilbudsstimulans versus etterspørselsstimulans i et dynamisk perspektiv- et illustrativt eksempel

For bedre å forstå det dynamiske aspektet av boligmasseeffekter, og dette avhenger av hvilken side av markedet de boligsosiale virkemidlene virker inn på, så vil vi ta utgangspunkt i følgende figur:

Figur 5.1 *Effekten på den boligmassen av de boligsosiale virkemidlene over tid - illustrativt eksempel*



For illustrative formål tar vi utgangspunkt i en situasjon med en horisontal langsiktig tilbudskurve, og som vi har sett, innebærer at forholdet mellom varige etterspørselsendringer og boligmasse-effekter er i et 1-til- 1- forhold. Figuren viser hvordan et virkemiddel som virker inn på etterspørselssiden eller tilbudssiden, påvirker boligmassen over tid. Den høyeste boligmasseeffekt et virkemiddel kan ha er én. Dette innebærer at hvert lån eller hvert tilskudd bidrar til å øke boligmassen med en ny bolig. Det eksisterer imidlertid flere forhold som medfører at

boligmasseeffekten i praksis vil være mindre enn én, som vi tidligere har vært inne på. Figuren viser tydelig at å fastslå endelig boligmasseeffekt av virkemiddelbruk i år 1 vil ta mange år. Videre ser vi at det dynamiske forløpet er veldig forskjellig når vi sammenligner etterspørsels- og tilbudsintervensjoner.

Etterspørselsstimulansen gjennom etableringstilskuddet, startlån og bostøtten kan (i eksempelet) ta opp til 10 år før vi ser endelig boligmasseeffekt. Ser vi på effekten etter ett eller to år er den minimal. Først må disse virkemidlene inflatere boligprisene. Deretter vil en økning i boligprisene etter hvert, og over tid, stimulere til økt nybygging og større boligmasse. Effekten av etterspørselsstimulansen i figuren (generert av de boligsosiale virkemidlene) er representert i den lille grafen. Denne er summen av to effekter; kohorteffekten (rød linje) og EPV-effekten (grønn linje). Som vi så i startlånseksemplet i 4.1.2 var den varige etterspørselseffekten av 10 000 startlån i et år på 5500, eller 0,55 per lån. Siden vi antar at langsiktig tilbudskurve er horisontal, så vil økningen i varig etterspørselen være lik den langsiktige boligmasseeffekten. Det vil imidlertid ta 10 år i dette eksempelet før denne realiseres fullt ut.

Når gjelder virkemidler som påvirker boligmassen direkte, for eksempel tilskuddet til kommunale utleieboliger, så vil boligmasseeffekten være maksimal, altså én bolig per tilskudd det første året. Men etter hvert som «crowding-out» effekten slår inn ved at den reduserer noe av etterspørselen i det ordinære markedet, så avtar boligmasseeffekten over tid. Forsøker vi å estimere «crowding-out» effekten etter 3 år vil vi sterkt undervurdere «crowding-out» effekten. Det kan ta opp til 10 år (i dette eksempelet, men også i praksis) før «crowding-out» effekten spiller seg helt ut.

I dette tenkte eksempelet er boligmasseeffekten av utleietilskudd til oppføring og startlån omtrent den samme. Det vil si at hvert tilskudd og hvert startlån generer ca. 0,5 boliger, og til sammen 1 bolig. Figuren viser også noe av den relative størrelsesorden av boligmasseeffektene. Generelt vil kohorteffektene tendere til å være lave fordi de i liten grad endrer den varige etterspørsel fra år til år. Dersom startlånseffekten primært består av kohort-effekten vil man således vente en lav boligmasseeffekt, sammenlignet med EPV-effekten. Det er den målrettede virkemiddelbruk som primært genererer priseffekter, og således også boligmasseeffekter. En måte å tolke Startlånsforskriftsendringen i 2014 på, er at den vil skifte

praksisen i retningen av større EPV-effekter og mindre kohort-effekter, som igjen vil bidra til å skape større boligmasseeffekter.

Vi kan oppsummere og si at boligmasseeffekten av de boligsosiale virkemidlene er funksjon av graden målretting og tilbudselasticiteten.

Målrettingen av virkemidlene mot de som ellers ikke vil klare seg i boligmarkedet er den viktigste parameteren. Høyere målretting av de boligsosiale virkemidlene vil bidra til høyere EPV-effekt på etterspørselssiden, men også til lavere «crowding-out»-effekt på tilbudssiden.

En høyere grad av målretting vil i figuren over medføre at både EPV-kurven (grønn linje) og kurven for «crowding-out» (blå linje) skifter oppover i diagrammet.

Tilbudselasticiteten er den andre nøkkelparameteren. Vi har i figuren antatt at den er uendelig (horisontal tilbudskurve). En mindre tilbudselasticitet gjør at boligmasseeffekten av varige etterspørselsendringer også blir mindre, og kurven for samlet varige etterspørselseffekt av de boligsosiale virkemidlene (lilla linje) i figuren skifter nedover i figuren. En lavere tilbudselasticitet vil imidlertid redusere «crowding out»-effekten og at kurven for denne effekten skifter oppover i figuren.

For å trekke de riktige slutningene angående boligmasseeffekten av de boligsosiale virkemidlene er det viktig at markedsvirkninger får spille seg ut først. Ser vi etter boligmasseeffektene i år 3 allerede, vil vi typisk trekke feil slutninger. Vi vil overvurdere boligmasseeffektene av tilbudssidepolitikk, og undervurdere effekten av etterspørselspolitikk.

5.3 Formulering og oppbygging av empirisk modell

Fra gjennomgangen i kapittel 5.2 setter vi opp følgende hypoteser om sammenhengen mellom størrelsen på boligmassen og bruken av selektive boligøkonomiske virkemidler:

- i) Selektive etterspørselssidetiltak vil øke størrelsen på boligmassen. Økningen vil være mindre enn antallet mottakere.

- ii) Nybygg av kommunale boliger vil øke størrelsen på boligmassen. Økningen vil være lavere enn det opprinnelige antallet kommunale boliger(crowding-out).

I det følgende vil vi forsøke å teste disse hypotesene. Modellen er bygd opp hovedsakelig på samme måte som Nordvik (2006). Avhengig variabel er antall boligenheter per innbygger over 20 år. Som forklaringsvariabler inngår:

- Antall innbyggere (i 1000)
- Befolkningsendring i kommunen de siste fem årene.
- Andelen utpendling. Økt andel Andelen utpendling gir høyere boligmasse i en kommune enn hvis alle hadde arbeidet i bostedskommunen. Intuisjonen bak dette er at hvis ikke utpendling hadde skjedd ville disse vært bosatt i en annen kommune.
- Andel av befolkningen bosatt i tettbygd strøk.
- Andel av befolkningen mellom 20 og 30 år.
- Andel av befolkningen 70 år eller eldre
- Startlån tildelt per 1000 innbyggere (antall lån) de siste tre år, målt ved antall mottakere.
- Boligtilskudd til etablering tildelt per 1000 innbyggere (antall lån) de siste tre år målt ved antall mottakere.
- Antall kommunalt disponerte boliger per 1000 innbyggere i kommunen
- Endring i antall kommunalt disponerte boliger per 1000 innbyggere i kommunen fra 2001 til 2011 for å inkorporere virkninger over tid.
- Inntektsnivået hos innbyggerne i kommunen (etterspørrene på boligmarkedet) målt som median bruttoinntekt for personlige skatteyttere.

Valget av forklaringsvariabler er basert på å ta med de variablene vi antar påvirker boligmassen i de lokale boligmarkedene. Hovedvekten er på effekten av virkemidlene kommunalt disponerte boliger, startlån og etableringstilskudd. De andre variablene er bare med i regresjonene som kontrollvariabler og vil

bare bli kommentert, ikke bli diskutert. Analysen er en tverrsnittsanalyse fra 2011. Året ble valgt fordi det da ble foretatt en Folke- og boligtelling.

Kommunalt disponerte boliger velges fordi data for disse er lett tilgjengelig i KOSTRA. Implisitt forutsetter vi at de kommunalt disponerte boligene er realisert ved hjelp av tilskudd. Endring i kommunalt disponerte boliger måles siden forrige Folke- og boligtelling i 2001. Vi har også målt samlet bruk av startlån og boligtilskudd de tre foregående årene basert på Nordvik (2006). Dette fanger til en viss grad opp at virkninger over tid. Bostøtte inngår ikke fordi denne antas utelukkende å gå til hushold i den eksisterende boligmassen, i hvert fall når estimeringen er basert på et tverrsnitt. Det samme kan til en viss grad antas å gjelde både startlånet og etableringstilskuddet, men ikke i samme grad.

5.4 Variasjon i de mest sentrale variablene

Tabell 5.1 viser variasjonen i boligmassen per 1000 innbyggere (20 år eller eldre) mellom norske kommuner. Vi ser at spredningen i den avhengige variabelen ikke er spesielt stor. Antall boliger per 1000 innbyggere 20+ varierer fra 489 til 642 i de norske kommunene. Gjennomsnittsverdien er 571 og standardavviket er bare 23,5.

Tabell 5.1 *Boliger per 1000 innbyggere 20+ i norske kommuner*

	N	Minimum	Maksimum	Gjennom- snitt	Std. avvik
Antall boliger i per 1000 innbyggere (over 20 år)	427	489	642	571	24

Tabell 5.2 viser variasjonen i de tre boligøkonomiske virkemidlene per 1000 innbyggere. Vi ser at kommunalt disponerte boliger er mest utbredt. Startlån og særlig etableringstilskudd er mindre viktig målt i forhold til samlet boligmasse. Endringen i kommunalt disponerte boliger per 100 innbyggere varierer fra en nedgang på 50 til en økning på 39 enheter.

Tabell 5.2 *Boligøkonomisk virkemiddelbruk per 1000 innbyggere i norske kommune*

	N	Minimum	Maksimum	Gjennomsnitt	Std. avvik
Ant. kommunale boliger per 1000 innbyggere (2001)	422	1,0	110,0	21,6	12,0
Ant. kommunale boliger per 1000 innbyggere (2011)	414	3,0	92,0	24,6	11,8
Endring i antall kommunale boliger per 1000 innbyggere (over 20 år)	410	-50,0	39,0	3,1	8,8
Antall boligtilskudd per 1000 innbyggere (2009-2011)	428	0,0	6,2	0,8	1,0
Antall startlån per 1000 innbyggere (2009-2011)	428	0,0	44,7	6,1	4,9
N	410				

Vi valgte å undersøke nærmere antall kommuner som har redusert sin masse av kommunalt disponerte boliger relativt til innbyggere og antall kommuner som har økt sin masse av kommunalt disponerte boliger relativt sett. Vi fant at det har skjedd en økning i den kommunalt disponerte boligmassen i 294 kommuner og en reduksjon i 116 kommuner. I de resterende kommunene har den kommunalt disponerte boligmassen per 1000 innbyggere vært uendret mellom 2001 og 2011.

Tabell 5.3 viser variasjonen i kommunalt disponerte boliger per 1000 innbyggere i kommuner med økning i kommunalt disponerte boliger i perioden. Vi ser at antall kommunalt disponerte boliger per 1000 innbyggere i dette utvalget varierer fra 7 til 92 boligenheter i 2011. Gjennomsnittsverdien er 25,9 enheter i 2011 og 19,4 enheter i 2001.

Tabell 5.3 *Kommunalt disponerte per 1000 innbyggere i kommuner med tilførsel*

	N	Minimum	Maksimum	Gjennom- snitt	Std. avvik
Ant. kommunale boliger per 1000 innbyggere (2001)	294	1,0	74,0	19,4	10,2
Ant. kommunale boliger per 1000 innbyggere (2011)	294	7,0	92,0	26,0	11,9
Endring i antall kommunale boliger per 1000 innbyggere (over 20 år)	294	0,0	39,0	6,6	6,9

Tabell 5.4 viser variasjonen i kommunalt disponerte boliger per 1000 innbyggere i kommuner med økning i kommunalt disponerte boliger i perioden. Vi ser at antall kommunalt disponerte boliger per 1000 innbyggere i dette utvalget varierer fra 3 til 81 boligenheter i 2011. Gjennomsnittsverdien er 21,1 enheter i 2011 og 26,9 enheter i 2001.

Tabell 5.4 *Kommunalt disponerte per 1000 innbyggere i kommuner med avgang*

	N	Minimum	Maksimum	Gj.snitt	Std. avvik
Ant. kommunale boliger per 1000 innbyggere (2001)	116	7,0	110,0	26,9	14,7
Ant. kommunale boliger per 1000 innbyggere (2011)	116	3,0	81,0	21,1	11,3
Endring i antall kommunale boliger per 1000 innbyggere (over 20 år)	116	-50	-1	-5,8	6,8

5.5 Estimeringsresultater

Tabell 5.5 viser regresjonsanalysen i modellen på nivåform uten endringsleddet. Det vil si at vi ikke tar hensyn til endringer over tid.

Tabell 5.5 *Regresjonsresultater for modell uten endringsledd*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	644,5	27,0	23,9
Antall innbyggere i 1000	0,2	0,0	4,9
Andelen i befolkningen over 70 år	-51,0	67,1	-0,8
Andelen i befolkningen mellom 20 og 30 år	-304,8	90,5	-3,4
Befolkningsvekst	-19,7	33,0	-0,6
Median inntekt	0,0	0,0	-2,9
Antall boligtilskudd per 1000 innbyggere (2009-2011)	0,6	1,0	0,5
Antall startlån per 1000 innbyggere (2009-2011)	0,2	0,2	0,8
Ant. kommunale boliger per 1000 innbyggere (2011)	0,3	0,1	3,7
Dummyvariabel for Oslo og Akershus	-0,3	5,0	-0,1
Andelen utpendling	-0,4	0,1	-4,3
Andelen av befolkningen bosatt i tettbygd strøk	0,4	0,0	9,5
		N=412	R ² =0,35

Vi vil i denne sammenheng nøye med oss med en kort kommentar av regresjonsresultatene.

Andelen kommunalt disponerte boliger påvirker boligmassen signifikant positivt. 100 ekstra enheter kommunalt disponerte boliger øker samlet boligmasse i kommunen med 34,5 enheter.

Startlån og etableringstilskudd har ingen signifikant effekt på boligmassen. De øvrige variabler har kun en kontrollfunksjon og er derfor mindre interessante, men vi kommenterer disse kort for å

få et litt mer fullstendig bilde. Eldreandelen, befolkningsvekst og beliggenhet i hovedstads-området har ingen signifikant effekt på boligmassen.

Innbyggerantallet påvirker størrelsen på boligmassen signifikant positivt. Det samme gjør andelen av kommunens innbyggere bosatt i tettbygde strøk. Andelen unge har signifikant negativ effekt på størrelsen på boligmassen. Det samme har andelen utpendling og inntektsnivå. Både effekten av andelen utpendling og inntektsnivå er i strid med hva vi hadde forventet. Særlig er det overraskende at boligdekningen avtar med inntektsnivået.

Den estimerte modellen fanger opp bare 35 prosent av variasjonen i median prisnivå mellom norske kommuner. Dette er ikke særlig høyt.

Tabell 5.6 viser regresjonsanalysen i modell med endring i antall kommunalt disponerte boliger.

Tabell 5.6 Regresjonsresultater med endringsledd som ny forklaringsvariabel

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	642,4	27,2	23,6
Antall innbyggere i 1000	0,2	0,0	4,9
Andelen i befolkningen over 70 år	-46,7	67,5	-0,7
Andelen i befolkningen mellom 20 og 30 år	-301,4	91,0	-3,3
Befolkningsvekst	-19,6	33,1	-0,6
Median inntekt	0	0	-2,8
Antall boligtilskudd per 1000 innbyggere (2009-2011)	0,5	1,0	0,5
Antall startlån per 1000 innbyggere (2009- 2011)	0,2	0,2	0,8
Dummyvariabel for Oslo og Akershus	-0,3	5,0	-0,1
Andelen utpendling	-0,4	0,1	-4,3
Andelen av befolkningen bosatt i tettbygd strøk	0,4	0,0	9,4
Endring i antall kommunale boliger per 1000 innbyggere (over 20 år)	0,3	0,1	2,4
Ant. kommunale boliger per 1000 innbyggere (2001)	0,4	0,1	3,6
			N=409 R ² =0,348

Andelen kommunalt disponerte boliger påvirker boligmassen signifikant positivt. 100 ekstra kommunalt disponerte boliger øker samlet boligmasse i kommunen med 29,5 enheter. Også endringsleddet inngår med en signifikant positiv effekt på 0,295. Startlån og etableringstilskudd har heller ikke her noen signifikant effekt på boligmassen.

Eldreandelen, befolkningsvekst og beliggenhet i hovedstadsområdet har ingen signifikant effekt på boligmassen. Innbyggertallet påvirker størrelsen på boligmassen signifikant positivt. Det samme gjør andelen av kommunens innbyggere bosatt i tettbygde strøk. Andelen unge har signifikant negativ effekt på størrelsen på boligmassen. Det samme har andelen

utpendling og inntektsnivå. Øvrige resultater endres altså ikke når endringsleddet inkluderes. Den estimerte modellens forklaringskraft endres heller ikke.

Som vi har sett er det forskjell mellom kommuner når det gjelder endringer i kommunalt disponerte boliger i perioden. En tolkning er at kommuner som har redusert sin kommunalt disponerte boligmasse ikke har noe ønske om å bruke dette virkemiddelet til å øke samlet boligmasse i kommunen. En kan si at en underliggende forutsetning her er at kommunene ønsker å bruke kommunalt disponerte boliger som et virkemiddel for å øke boligdekningen. Det kan derfor argumenteres med å ta ut de kommunene som ikke ønsker dette fordi disse opptrer inkonsistent med de teoretiske forutsetningene.

For å teste hvorvidt tilførsel av kommunalt disponerte boliger faktisk øker boligmassen, og i tilfelle hvor mye, er det derfor nærliggende å avgrense utvalget til de kommunene som faktisk har økt sin kommunalt disponerte boligmasse i perioden.

Tabell 5.7 viser resultatene i kommuner med økt kommunalt disponert boligmasse.

Tabell 5.7 *Regresjonsresultater med nivå- og endringsledd – kommuner med økt kommunal boligmasse*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	670,1	32,0	21,0
Antall innbyggere i 1000	0,4	0,1	3,4
Andelen i befolkningen over 70 år	-121,0	81,4	-1,5
Andelen i befolkningen mellom 20 og 30 år	-319,6	102,6	-3,1
Befolkningsvekst	-20,8	41,9	-0,5
Median inntekt	0	0	-3,2
Antall boligtilskudd per 1000 innbyggere (2009-2011)	0,3	1,2	0,3
Antall startlån per 1000 innbyggere (2009-2011)	-0,1	0,3	-0,2
Dummyvariabel for Oslo og Akershus	-4,8	6,4	-0,8
Andelen utpendling	-0,4	0,1	-3,7
Andelen av befolkningen bosatt i tettbygd strøk	0,4	0,1	6,5
Endring i antall kommunale boliger per 1000 innbyggere (over 20 år)	0,6	0,2	3,5
Ant. kommunale boliger per 1000 innbyggere (2001)	0,5	0,1	3,9
			N=293 R ² =0,372

Andelen kommunalt disponerte boliger påvirker boligmassen signifikant positivt. 100 ekstra enheter kommunalt disponerte boliger øker samlet boligmasse i kommunen med 57,6 enheter. Også endringsleddet inngår med en signifikant positiv effekt på 0,488. Startlån og etableringstilskudd har heller ikke i dette utvalget noen signifikant effekt på boligmassen.

Eldreandelen, befolkningsvekst og beliggenhet i hovedstadsområdet har ingen signifikant effekt på boligmassen. Innbyggertallet påvirker størrelsen på boligmassen signifikant positivt. Det samme gjør andelen av kommunens innbyggere bosatt i tettbygde strøk. Andelen unge har signifikant negativ

effekt på størrelsen på boligmassen. Det samme har andelen utpendling og inntektsnivå. Øvrige resultater endres altså ikke når utvalget avgrenses til kommuner med vekst i sin kommunalt disponerte boligmasse.

Den estimerte modellens forklaringskraft bedrer seg litt. Den estimerte modellen forklarer nå 37,2 prosent av variasjonen.

5.6 Diskusjon

5.6.1 Boligmasseeffekt av en økning i antall kommunale boliger

Vi ønsket opprinnelig å teste hypotesen om at ny tilførsel av kommunale boliger vil øke størrelsen på boligmassen. Økningen vil være lavere enn det opprinnelige antallet kommunale boliger. Data gir støtte for denne hypotesen. Tilskudd til oppføring av kommunale boliger har en boligmasseeffekt på 0,6, og er både statistisk robust og signifikant. Den estimerte effekten er også sterkere enn i Nordvik (2006). Vi finner således bevis for en lavere «crowding-out» effekt enn tidligere studier. En naturlig forklaring på dette funnet indikerer at kommunalt disponerte boliger i større grad enn tidligere allokteres til husholdninger som ikke ellers hadde kommet inn på markedet.

5.6.2 Boligmasseeffekter av startlån og boligtilskudd

Vi finner derimot ingen signifikant boligmasseeffekt av startlån og boligtilskudd, hvilket kan oppfattes som et mer problematisk resultat. Det er i utgangspunktet overraskende når vi finner at startlånet gir signifikante priseffekter, noe som bør gi en tilbudsrespons. Som vi har vært inne på ved flere steder, så er det gjennom kohort og EPV-effekter at startlån kan gi varige etterspørselsendringer, og gjennom disse, boligmasseeffekter. Som vi har sett, så har kohort-effektene relativt liten effekt fordi de i liten grad endrer den varige etterspørselseffekt av startlånet fra år til år. En tolkning av dette resultatet kan derfor være at startlånet primært har generert kohort-effekter, istedenfor EPV-effekter. Riktignok er dette blitt endret med forskriftsendringen. Men det vil ta flere år før denne omleggingen vil påvirke boligmassen.

Så den mest nærliggende konklusjonen er at startlånet forut for 2014, i hovedsak har hatt kohort-effekter, men i langt mindre grad EPV-effekter. Dette kan være forsterket av en lav tilbudsrespons på prissignaler (Caldera Sánchez og Johansson 2011). Konsistent med en slik forklaring, er ulike indikatorer på at permanent vanskeligstilte har hatt problemer med å komme inn i ordningen. Avslagsprosenten på startlån har ligget på rundt 40 prosent gjennom flere år (Astrup mfl. 2014b), til tross for at eierskapspotensialet blant vanskeligstilte har blitt estimert som høyt (Aarland 2011).

Det er imidlertid noen momenter som taler for at estimeringsmetoden vi har brukt også vil undervurdere boligmasseeffekten av tidligere startlånsbruk. For det første er det komplisert å fange opp boligmasseeffektene av startlån gjennom EPV-mekanismen. Det tar lang tid før EPV-effekten slår for fullt i boligmassen. For å fange denne dynamikken ville det krevd en annen statistisk tilnærming, som ville ligget utenfor rammene for dette prosjektet. Selv om det er flere kommuner som har en klar boligsosial profil i startlånspraksis, med tilsvarende høye EPV-effekter, tilhører disse allikevel et klart mindretall, og derfor vanskeligere å fange opp i en analyse hvor hver kommune inngår likt.

En *oppsummerende fortolkning* og kanskje litt spissformulert konklusjon på estimatene på boligmasseeffekter, er at vi finner signifikante estimater på boligmasseeffekter av tilskudd til oppføring av kommunale boliger fordi disse tilskuddene har hatt en høy grad av behovsprøving, mens vi ikke finner signifikante boligmasseeffekter av startlånsordningen fordi den har hatt mindre grad av målretting og behovsprøving.

6 Empirisk analyse av de selektive virkemidlene og boligmassen etter disposisjonsform

6.1 Hvordan påvirker de boligsosiale virkemidlene eierandelen i Norge-teoretiske betraktninger

Den uttalte målsetningen i den norske boligpolitikken er at flest mulig skal settes i stand til å eie egen bolig. De selektive virkemidlene som er en del av den norske boligpolitikken er typisk ikke-nøytrale med hensyn på disposisjonsform. Både boligtilskudd og startlån er direkte rettet inn mot eieretablering, mens bostøtten i prinsippet er utformet slik at den er nøytral med hensyn til disposisjonsform. Tilskuddet til kommunale boliger brukes både til oppføring av nye boliger og kjøp av boliger i bruktmarkedet. I den grad tilskuddet går til bruktboliger, kan tilskuddet også brukes til å trekke boliger ut av eiersegmentet. Et viktig spørsmål er derfor om, og i hvilken grad, de boligsosiale virkemidlene bidrar til mer boligeie og bidrar til å øke eierandelen i Norge. Som vi skal se er dette et mer komplisert problem enn man kanskje skulle tro.

6.2 Virkninger på eierandel

6.2.1 Varige og ikke-varige etterspørselseffekter

Når en husstand får startlån (og/eller etableringstilskudd), og dette går til husstander som har vanskeligheter med å skaffe boligfinansiering i det private markedet på egenhånd, kan det

oppfattes som relativt opplagt at startlånet og boligtilskuddet også bidrar til økt eierandel i kommunen. Dette trenger nødvendigvis ikke være tilfellet. I likhet med analysen av startlånets pris- og boligmasseeffekter må vi også skille mellom varige og ikke-varige etterspørselsendringer.

Det er primært gjennom de varige etterspørselsendringene at startlån og boligtilskudd vil bidra til en langsiktig økning i eierandel, alt annet likt. Det vil si at det i hovedsak er kohort- og EPV(etablering av permanent vanskeligstilte) som kan bidra til høyere eierandel.

Hvis startlånsordningen framskynder etableringstidspunktet til kohortene, så vil det til enhver tid være flere eiere i boligmassen. Tilsvarende vil startlånsbruk som bidrar til å rekruttere permanent vanskeligstilte, bidra til en økning i eierandelen. Startlånet vil påvirke eierandelen gjennom begge disse mekanismene. Men som vi så i kapittel 5 så er det EPV-effekten som vil gi størst virkning på eierandel.

6.2.2 Boligfrekvenser blant unge og sammensetning av disposisjonsform

Selv om vi klarer å skille varige etterspørselsendringer fra ikke-varige, er det også utfordringer i å identifisere og estimere eierandelseffekten. Sammenhengen mellom startlån (og boligtilskuddet) og eierandelen kompliseres av de andre boligsosiale virkemidlene. Vi kan skille mellom *to ulike typer effekter* av de boligsosiale virkemidlene, nemlig effekten på sammensetning av disposisjonsform og effekten på boligfrekvenser. For å illustrere forskjellen mellom disse effektene antar vi at bostøtten og det kommunale utleietilskuddet hjelper flere unge til å få sin første (leie) bolig, og at dette hverken påvirker etterspørsel eller tilbud av eide boliger (for eksempel tilskudd til oppføring av nye boliger uten «crowding-out»-effekt). Dersom utleietilskuddskuddet og/eller bostøtten har en slik effekt, så vil boligfrekvensene øke, og alt annet likt, redusere eierandelen, selv om eiermarkedet ikke påvirkes. For å unngå dette problemet må vi kontrollere eierandelseffekten av startlån og boligtilskuddet for boligfrekvenseneffekten av det kommunale utleietilskuddet og bostøtten. I prinsippet kan boligfrekvenseneffekten utligne den positive eierandelseffekten. Slik kan det innvendes at økningen i

eierandelen er et upresist mål på «suksessen» av eieretablerings-effekten av de boligsosiale virkemidlene ettersom det er mulig at de bidrar til at flere hushold blir eiere (når vi holder befolkningsstørrelsen konstant), samtidig som eierandelen i boligmassen faktisk går ned.

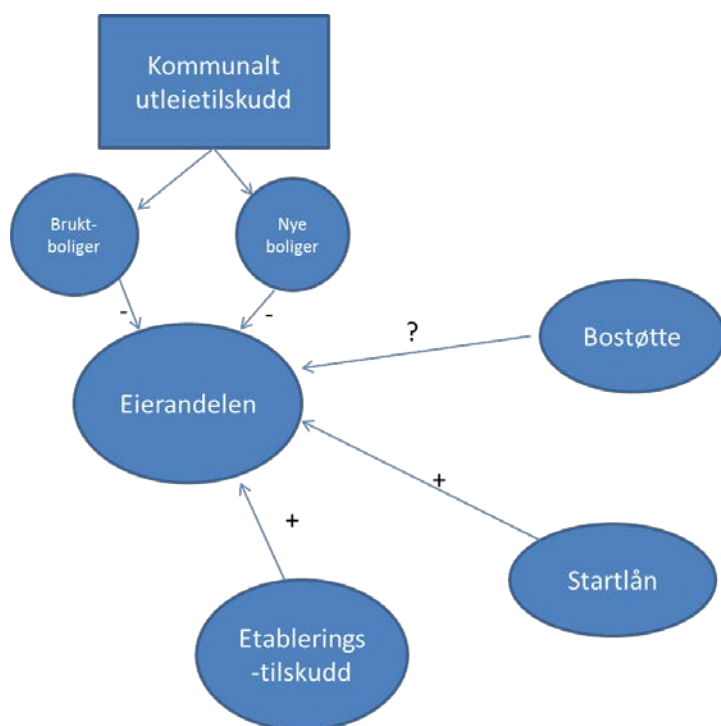
6.2.3 Eierskapseffekter av de boligsosiale virkemidlene sett i sammenheng

Som vi har sett er vi nødt til å se de boligsosiale virkemidlene i sammenheng for å kunne forstå hvordan de påvirker eierandelen i kommunene, isolert og samlet. De er minst tre grunner til dette:

- Bostøtte, boligtilskudd og startlån har visse samspillseffekter når det gjelder eieretablering. I noen tilfeller vil ikke søkere være kvalifisert for startlån med mindre søkerens kvalifikasjoner til de andre virkemidlene trekkes inn.
- Bostøtte og kommunalt tilskudd kan øke boligfrekvensen blant unge gjennom leietablering og på den måte redusere eierandelen, noe som helt eller delvis kan utligne startlånets eierandelseffekt.
- Dersom tilskuddet til utleieboliger brukes til kjøp i bruktboligmarkedet trekkes eierboliger ut av boligmarkedet, noe som bidrar til å redusere eierandelen.

La oss illustrere de boligsosiale virkemidlenes individuelle effekter på eierandelen i en figur:

Figur 6.1 *Sammenhengen mellom eierandelen i en kommune og bruken av de boligsosiale virkemidlene*



Vi stipulerer den isolerte effekten på eierandelen av startlånet og etableringstilskuddet som positiv. Som vi har sett er det de varige etterspørselsendringene som vil bidra til langsiktige endringer i eierandelen. Bostøtten har to motstridende effekter på eierandel som er vanskelig å avklare uten empirisk testing, og de er derfor markert med spørsmålstegn i figuren. Siden den er disposisjonsform-nøytral virker den inn på både leie- og eiermarkedet. På eiersiden kan den muliggjøre eieretablering som ellers ikke ville skjedd, primært i samspill med startlån og etableringstilskudd. På den annen side kan den bidra til å sikre leiemarkedsetableringer blant førstegangsleietagere som ellers ikke ville vært mulig, og som dermed øker boligfrekvensen og reduserer den samlede eierandelen. Denne effekten kan også det kommunale utleietilskuddet ha. I tillegg kan den negative effekten på eierandel av utleietilskuddet forsterkes, i den grad tilskuddet går til kjøp av utleieboliger i bruktmarkedet, for eksempel gjennom «10 prosent»-

regelen. Dette bidrar til færre eierboliger og lavere eierandel. Det kommunale tilskuddet, uavhengig om det brukes i bruktmarkedet eller til oppføring av nye boliger, bidrar til lavere eierandel og er derfor markert med minustegn i figuren.

6.2.4 Dynamiske aspekter

I langsiktig likevekt vil de boligsosiale virkemidlene, i den grad de bidrar til varig etterspørselsøkning, føre til høyere boligmasse og høyere boligfrekvens. Spørsmålet blir da hvilken sammensetning av disposisjonsform økningen i boligmassen har. Boligsosiale virkemidler som virker på tilbudssiden bidrar primært til leie, mens de boligsosiale virkemidlene som bidrar til eie primært virker på inn etterspørselssiden. Virkemidler som stimulerer etterspørselssiden i markedet tar tid før de bidrar til flere eierboliger, mens tilskudd til oppføring av utleieboliger påvirker boligmassen og eierandel (negativt) direkte. Denne asymmetrien tilsier at man må ha et tilstrekkelig dynamisk tidsperspektiv før man kan se den fulle effekten på virkemidlenes individuelle og samlede effekt på eierandelen.

6.2.5 Hovedhypotesen - en oppsummering

Vi kan oppsummere de teoretiske resonnementene gjennom følgende hovedhypotese:

Lokale boligmarkeder med høy bruk av boligtilskudd og startlån har høyere eierandel enn boligmarkeder hvor disse er brukt mindre, alt annet likt.

Det er viktig, som vi har sett, å trekke inn det temporale aspektet. Det er primært gjennom de varige etterspørselsendringene generert av startlån, etableringstilskuddet og bostøtten, som vil bidra til en høyere eierandel i langsiktig likevekt. Siden det er gjennom de boligsosiale virkemidlenes påvirkningskraft på boligmassen at eierandelen primært kan endres, er det viktig å understreke at vi snakker om startlånets og boligtilskuddets isolerte effekt på eierandelen. De boligsosiale virkemidlene kan altså samlet sett bidra til å redusere eierandelen, selv om startlån og boligtilskudd i seg selv påvirker eierandelen positivt.

6.3 Modellspesifikasjon

Modellene er de samme som i kapittel 6.2, bortsett fra den avhengige variabelen som nå er eierandelen i kommunen. Siden tilskuddet til utleiebolig er uavhengig om det brukes til kjøp i bruktmarkedet eller til oppføring av ny bolig, ser vi på disse samlet.

Valget av forklaringsvariabler er basert på å ta med de variablene vi antar påvirker eierandelen i de lokale boligmarkedene. Hovedvekten er på effekten av virkemidlene startlån og etableringstilskudd. De andre variablene er bare med i regresjonene som kontrollvariabler.

Analysen er en tverrsnittsanalyse for 2011. Året ble valgt fordi det da ble foretatt en folke- og bolig telling dette året. Vi har også målt bruken av startlån og boligtilskudd de tre foregående årene.

6.4 Variasjon i eierandelen

Tabell 6.1 viser variasjonen i eierandelen mellom norske kommuner. Merk at gjennomsnittlig eierandel i kommuner ikke er lik den gjennomsnittlige eierandelen i landet som helhet, fordi kommunetallene ikke vektes med størrelsen på boligmassen. Eierandelen i 2011 varierer mellom 73,9 og 90,8 prosent i norske kommuner. I 2001 var variasjonen enda litt større. Da varierte eierandelen fra 71 til 90,4 prosent. Endringene i eierandelen fra 2001 til 2011 har vært liten i de fleste kommuner.

Tabell 6.1 *Variasjon i eierandel i kommunene*

	N	Minimum	Maksimum	Gj.snitt	Std. avvik
Eierandel i 2011	427	0,74	0,91	0,84	0,03
Eierandel i 2001	425	0,71	0,90	0,83	0,03
Endring i eierandel mellom 2001 og 2011	424	-0,07	0,09	0,01	0,02
N	424				

6.5 Estimeringsresultater

Nedenfor presenteres resultater av regresjonsanalysen gjort på de boligsosiale virkemidlenes effekt på eierandelen.

Tabell 6.2 *Regresjonsresultater av effekten av startlånet, boligtilskuddet, kommunalt boligtilskudd og bostøtte på eierandelen i norske kommuner*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	0,849	0,040	21,316
Antall innbyggere i 1000	0,000	0,000	-2,129
Andelen i befolkningen over 70 år	-0,051	0,085	-0,600
Andelen i befolkningen mellom 20 og 30 år	-0,469	0,113	-4,159
Median inntekt	0,000	0,000	0,997
Befolkningsvekst	-0,015	0,041	-0,375
Antall boligtilskudd per 1000 innbyggere (2009-2011)	0,000	0,001	0,355
Antall startlån per 1000 innbyggere (2009-2011)	0,001	0,000	3,418
Ant. kommunale boliger per 1000 innbyggere (2011)	-0,001	0,000	-6,910
Dummyvariabel for Oslo og Akershus	-0,005	0,006	-0,748
Andelen som pendler ut av kommunen	0,001	0,000	6,061
Andelen som bor i tettbygd strøk	0,000	0,000	4,188
Antall bostøttemottagere per 1000 innbyggere	0,000	0,000	1,618
			N=412 R ² =0,365

Startlånet påvirker eierandelen signifikant positivt. Effekten er svak. En økning i antall startlån med en enhet, øker eierandelen med 0,001 enheter. Hva betyr en slikt estimat? La oss ta en kommune (eller gruppe av kommuner) som utgjør 100 000 innbyggere hvor det tildeles 500 startlån per år. Hvordan vil en tildeling på 1500 startlån over tre år påvirke eierandelen sammenlignet med en kommune som ikke bruker ordningen? Akkumulert startlån per 1000 innbyggere gir en økning i

eierandelen på 0,015 eller 1.5 prosent. Hvorvidt dette også blir en vedvarende økning i eierandel i denne kommunen avhenger i hvilken grad startlånsbruken representerer en vedvarende etterspørselsøkning. Hvis vi i dette illustrative eksempel antar at halvparten av startlånstildelingen representerer en varig økning, så vil den langsiktige økning i eierandel være 0,75 prosent. Kommunalt disponerte boliger påvirker, som forventet, eierandelen klart negativt.

Vi finner ingen signifikant effekt av boligtilskuddet eller bostøtten på boligmassen.

Eldreandel, befolkningsvekst og beliggenhet i hovedstads-området har ingen signifikant effekt på boligmassen. Det har heller ikke inntektsnivå, noe overraskende. Andelen unge påvirker som forventet eierandelen negativt.

Andelen som pendler ut av kommunen og andelen bosatt i tettsteder påvirker størrelsen på boligmassen signifikant positivt. Det samme gjør innbyggertallet.

Den estimerte modellen fanger opp bare 36,5 prosent av variasjonen i median prisnivå mellom norske kommuner, hvilket i utgangspunktet må betegnes om relativt lavt.

Vi forsøkte også en modell med antall eide boliger per 1000 innbyggere som avhengig variabel i stedet for eierandel. Resultatene fra denne regresjonsmodellen er gjengitt nedenfor. Vi ser at resultatene i liten grad endres i forhold til når eierandelen brukes som avhengig variabel. Forklaringskraften er også her 0,365.

Tabell 6.3 *Samme modell som i 7.3, men med antall eide boliger per 1000 innbyggere som avhengig variabel*

Modell	Estimerte		
	koeffisienter	Standardfeil	t-verdi
Konstant	825	41	20
Antall innbyggere i 1000	-0,08	0,04	-1,98
Andelen i befolkningen over 70 år	-102	88	-1,15
Andelen i befolkningen mellom 20 og 30 år	-463	117	-3,95
Befolkningsvekst	-79	42	-1,86
Median inntekt	0	0	1,63
Antall boligtilskudd per 1000 innbyggere (2009-2011)	0,68	1,32	0,51
Antall startlån per 1000 innbyggere (2009-2011)	0,79	0,26	3,00
Ant. kommunale boliger per 1000 innbyggere (2011)	-0,82	0,12	-6,77
Dummyvariabel for Oslo og Akershus	-6,71	6,45	-1,04
Andelen som pendler ut av kommunen	0,77	0,12	6,44
Andelen som bor i tettbygd strøk	0,25	0,06	4,00
Antall bostøtte-mottagere per 1000 innbyggere	0,11	0,07	1,66
			N=412 R ² =0,363

6.6 Diskusjon

Det er mulig at startlansordningen kan påvirke eierandelen på kort sikt uten at boligfrekvensen endres. Det vil si at startlånet bidrar til å konvertere eksisterende leieboliger til eierboliger. Dette vil være en mulig effekt på kort sikt, og er ikke betinget av en generering av varig etterspørselsendring.

På lengre sikt er startlansordningens effekt på eierandelen betinget av en varig etterspørselsendring som øker boligmassen og boligfrekvensen. Diskusjonen her må derfor sees i sammenheng med kapittel 5. Når vi, for eksempel, ikke finner belegg i dataene

for at startlånet påvirker boligmassen, vil vi heller ikke forvente stor effekt på eierandelen på lenger sikt⁸. Den primære måten startlånsordningen påvirker eierandelen er gjennom dens boligmasseeffekter. Er disse små, vil i utgangspunktet også effekten på eierandel være liten. Vi finner at startlånet har en svak, men signifikant effekt på eierandelen. Dette funnet er konsistent med resultatene fra boligmasseregresjonen. En tolkning er at startlån også bidrar til å øke boligmassen, men at denne effekten har vært så liten at den ikke har blitt fanget opp i boligmasseregresjonen. Begge funnene er konsistent med fortolkningen om at det primært er kohorteffekten fra startlånet som gjør seg gjeldene. Som vi har sett, så vil kohort-effekten generere en relativt liten boligmasseeffekt, og tilsvarende liten endring i eierandelen. Som vi gjorde i kapittel 5 må vi også her ta noen forbehold av tilsvarende art. Kommuner med sterk boligsosial profil, og tilsvarende sterk EPV- effekt vil få en tilsvarende sterk effekt på boligmasse og eierandel, forutsatt at tilbudssiden responderer. Men som nevnt vil disse effektene innenfor vårt analyseopplegg være vanskelig å fange opp av flere grunner. Dels tilhører disse et mindretall, og er ikke representative for den store majoritet av kommunene. Dels er disse effektene av dynamisk art, og er således vanskeligere å fange opp. Dette vil kreve mer komplekse estimeringsmetoder som har vært utenfor rammen av dette prosjektet. Det er grunn til å tro at omleggingen av startlånsordningen vil generere sterkere EPV- effekter og at startlånet i de kommende årene i langt større grad vil bidra positivt til eierandel i Norge.

⁸ At vi ikke finner denne effekten i dataene er ikke det samme som å si at startlånet ikke har boligmasseeffekter. At vi ikke finner en slik effekt (hypotetisk selv om den var reell), kan skyldes både svakheter og feil i dataene så vel som spesifikasjonsfeil i modellene.

7 Boligsosiale implikasjoner av funnene - en oppsummerende konklusjon

Vi skal her kort oppsummere funnene av modellene for pris, boligmasse og eierandel hver for seg og til slutt se på resultatene i sammenheng og kort diskutere mulige implikasjoner av funnene.

7.1 Oppsummering av funnene

7.1.1 Priseffekter

Vi tok utgangspunkt i følgende hypoteser:

- i) Selektive virkemidler fører til økte priser. Lokale boligmarkeder som er preget av en høy dose av slike virkemidler vil ha høyere boligpriser enn i lokale markeder der slike virkemidler er mindre brukt, alt annet likt.
- ii) Størrelsen av priseffekten vil være sterkest i nedre segmenter.
- iii) Selektive virkemidler fører til en sammenpressing av prisfordelingen.

Vi finner at dataene gir støtte for hypotese i) på kort og lang sikt, men ikke for hypotese ii) og bare delvis støtte for hypotese iii).

Det er naturlig å forvente at startlånet påvirker de nedre prissegmentene i det lokale boligmarkedet dersom boligmassen er heterogen og prisvariasjon er stor. I mange mindre lokale boligmarkeder er boligmassen mer homogen og har derfor trolig mindre prisvariasjon. Dersom en førstegangsetablerer kjøper sin første bolig i en mindre kommune, er dette ofte et rekkehus eller

en enebolig, som kanskje ikke avviker som mye fra det generelle prisnivået i kommunen.

Regresjonsanalysene for 2014 kan tolkes som startlånets prisvirkninger på kort sikt, mens 2012-analysene kan tolkes som mer langsiktige priseffekter. At startlånet hever prisnivået er viktig på kort sikt. Høyere prisnivå er en nødvendig stimulus for at boligbyggingen skal økes. At startlånet også hever prisene på lengre sikt er mer problematisk. Det innebærer at tilbudssiden ikke responderer i tilstrekkelig grad til å nøytralisere den kortsiktige prisveksten. Dette medfører at startlånet kan gi opphav til permanente økninger i boligprisnivået som igjen vil kunne ekskludere andre husstander fra å etablere seg på boligmarkedet.

7.1.2 Boligmasseeffekter

Vi har sett at kommunalt disponerte boliger øker boligmassen, mens vi ikke finner støtte i dataene for at startlån og etableringstilskudd påvirker boligmassen. Vi finner altså signifikante effekter av tiltak på tilbudssiden, men ikke av etterspørselstiltak.

Økningen vil være lavere enn det opprinnelige antallet kommunale boliger. Vi finner støtte for en lavere «crowding-out» effekt enn tidligere studier (Nordvik 2006). En naturlig forklaring på dette funnet er at kommunalt disponerte boliger i større grad enn tidligere allokteres til husholdninger som ikke ellers hadde kommet seg inn på markedet. Dette er en konsekvens av en strengere behovsprøving enn tidligere for tildeling av kommunal bolig.

7.1.3 Boligmasseeffekter etter disposisjonsform

Vi har også sett at startlån øker eierandelen i kommunene, mens vi ikke finner en slik effekt for hverken boligtilskuddet eller bostøtten. Kommunalt utleieleietilskudd derimot, bidrar til å redusere eierandelen. Avhengig av den respektive doseringen av utleietilskudd og startlån kan disse effektene utligne hverandre når det gjelder effekt på eierandelen. Selv med en utlignet eierandel vil vi anta at eide boliger per innbygger øker, altså vil boligfrekvensen øke.

I likhet med Nordvik (2006) finner vi ingen signifikant effekt av inntektsnivået i kommunen på eierandel.

7.2 Resultatene sett i sammenheng - mulige forklaringer og boligsosiale implikasjoner

De boligsosiale virkemidlenes virkning på boligfrekvensen (antall bebodde boliger per innbygger) kan oppfattes som et grunnleggende suksess-kriterium (Sinai og Waldfogel 2005), selv om dette ikke er det eneste kriteriet for en vellykket boligsosial politikk. Betingelsen kan derfor oppfattes som nødvendig, men ikke tilstrekkelig.

Høyere boligfrekvens innebærer at en større del av befolkningen opptrer som selvstendige hushold. Det vil si at de boligsosiale virkemidlene bidrar til å øke boligmassen utover det som trengs for å holde tritt med befolkningsveksten. For at de boligsosiale virkemidlene som virker på etterspørselssiden skal ha en effekt på boligmassen, er en nødvendig betingelse at de driver prisene opp i boligmarkedet slik at incentivene til nybygging øker.

Vi har sett at vi finner støtte for en slik priseffekt, men ikke en boligmasseeffekt. Dette er et potensielt problematisk funn. Hvis de boligsosiale virkemidlene som virker inn på etterspørselssiden, og da primært startlån, bidrar til boligprisøkning uten boligmasseøkning, så betyr det at startlånet hjelper noen inn på bekostning av andre, og således har eksklusjonsvirkninger ikke bare på kort sikt, men også på lengre sikt. Hvis kohort-effekten er høy, og EPV-effekten lav, betyr dette at unge får framskyndet sin etablering på bekostning av å hjelpe vanskeligstilte inn. Siden startlånet bidrar til å øke eierandelen så er en fortolkning av resultatene at denne eksklusjonen blant annet skjer gjennom at startlånet bidrar til å konvertere noen av de eksisterende leieboligene til eierboliger. Dette kan bety at eierandelen øker på bekostning av vanskeligstilte, og at disse skyves ut av leiemarkedet som selvstendige hushold.

En OECD-rapport konkluderte med at tilbudssiden i det norske boligmarkedet reagerer relativt svakt på prissignaler, sammenlignet med våre nordiske naboland (Caldera Sánchez og Johansson 2011). Relativt lav tilbudsrespons på prissignaler i det norske boligmarkedet kan være en forklaring på hvorfor vi ikke finner at startlånet gjennom kohort-effekten generer en økning i boligmassen. Vi mener at effekten er der, men at vi ikke greier å fange den opp i den statistiske analysen, noe som kan tolkes som

et uttrykk for at den er liten. Vi kan også tolke priseffektene av startlånet som primært uttrykk for en kohort-effekt med de forbehold som nevnt i kapittel 6. At vi finner langsiktige priseffekter av startlånsbruk over tid kan også tolkes som et uttrykk for en lav tilbudsrespons.

Som vi tidligere har vært inne på er det en usikkerhet knyttet til tallene, slik at vi vanskelig kan komme med bombastiske konklusjoner. De boligsosiale virkemidlene initierer en kompleks markedsdynamikk som vil utspille seg over flere år, og denne markedsdynamikken kan være vanskelig å estimere presist. Dette forsterkes av at det også kan være variasjon i hvordan tilbudssiden reagerer i de ulike lokale markedene. Dette er en dimensjon som vi ikke klare å fange opp i våre modeller.

Om resultatene våre er approksimativt riktige er allikevel den politiske relevansen av funnene til en viss grad begrenset. Mye av den potensielle kritikken disse tallene kan danne grunnlag for, er langt på vei tatt høyde for i den nye forskriftsendringen. Gjennom en sterkere behovsprøving av startlånet, som forskriftsendringen legger opp til, så vil dette legge grunnlaget for en boligsosial politikk med en sterkere boligmasseeffekt på lengre sikt, og med tilsvarende mindre langsiktig virkning på boligprisnivået og mindre eksklusjon av andre husstander på boligmarkedet.

Litteratur

- Astrup, Kim Christian, Rolf Barlindhaug, Per Medby (2014a): *Indirekte markeds- og individeffekter av boligsosiale virkemidler*. Oslo: Norsk institutt for by- og regionforskning. (NIBR-rapport 2014:24)
- Astrup, Kim Christian, Lars Christian Monkerud, Marit Ekne Ruud, Rolf Barlindhaug og Kristin Aarland (2014b): *Hva er god startlånpraksis? Kommunenes praksis før forskriftsendringen*. Oslo: Norsk institutt for by- og regionforskning. (NIBR-rapport 2014:27)
- Barlindhaug, Rolf, Katja Johannessen og Torunn Kvinge (2011): *Boligkarriere for startlånsøkere*. Oslo: Norsk institutt for by- og regionforskning. (NIBR-rapport 2011:15)
- Caldera Sánchez, A. og Å. Johansson (2011): *The Price Responsiveness of Housing Supply in OECD Countries*. Paris: OECD Publishing. (OECD Economics Department Working Papers, No. 837)
- Gujarati, Damodar N. (1995): *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill
- Medby, Per (2006): *Selective Means in Local Housing Markets and their effects on House Prices*. (Upublisert paper, NIBR)
- Medby, Per og Kim Christian Astrup (2015): *Selective Means in Local Housing Markets and Their Effects on House Prices*. Presenteres på ENHR 2015
- Medby, Per, Kim Christian Astrup og Arne Holm (2012): *Modeller for utleie med sosiale formål*. Oslo: Norsk institutt for by- og regionforskning. (NIBR-rapport 2012:18)

- Nordvik, Viggo (2006): *Homeownership and Selective Means – A Cross-market approach*. Paper presentert på ENHR-seminar, Housing Economics, feb. 2006, København
- Nordvik, Viggo (2007): “*Selective Housing Policy in Local Housing Markets and the Supply of Housing*”. Journal of Housing Economics, 15 (4): 279-292.
- Nordvik, Viggo og Per Medby (2007): *Selektive virkemidler i lokale boligmarkeder*. Oslo: Norsk institutt for forskning om oppvekst, velferd og aldring (NOVA rapport 8/07)
- Proba samfunnsanalyse (2012): *Virkinger av startlån*. Oslo: Proba samfunnsanalyse (Rapport 2012-01)
- Stortingsproposisjon nr. 11 (2008-2009): *Ei styrket bustøtte*. Oslo: Kommunal- og regionaldepartementet
- Sinai, T. og J. Waldfogel (2005): “*Do low-income housing subsidies increase the occupied housing stock?*” Journal of Public Economics 89 (11-12): 2137-2164.
- Aarland, Kristin (2011): “*En modell for vurdering av eierskapspotensialet blant lavinntektsgrupper og vanskeligstilte på boligmarkedet*”. Utrykt vedlegg til NOU 2011:15 Rom for alle.

Norsk institutt for by- og region-forskning (NIBR) er et uavhengig, samfunnsvitenskapelig forskningsinstitutt som utvikler og formidler forskningsbasert kunnskap til nytte for beslutningstakere og samfunnsborgere.

NIBR tilbyr handlingsorientert og beslutningsrelevant forskning og utredning for oppdragsgivere i offentlig og privat sektor og konkurrerer om oppdrag nasjonalt og internasjonalt. Instituttet legger vekt på å være en konkurransedyktig bidragsyter til programforskningen i Norges forskningsråd og til internasjonale forskningsprogrammer, bl.a. i regi av EU. NIBR er en frittstående stiftelse, og realisering av instituttets forskningsmål forutsetter at driften går med økonomisk overskudd. Alt overskudd tilbakeføres til NIBR og brukes i tråd med instituttets formål.

NIBRs kjernekompetanse er by- og regionforskning. Dette er et bredt tverrfaglig og flerfaglig samfunnsvitenskapelig forskningsfelt som bl.a. omfatter: analyser av samfunnsforhold og samfunnsendring i urbane og rurale samfunn og på tvers av regioner, sektorer og nivåer, analyser av regional utvikling og verdiskaping, areal- og boligplanlegging, forvaltning, demokrati og velferdsutvikling innenfor og på tvers av lokale samfunn, territorielle samfunnsanalyser koplet til studier av bærekraftig utvikling.

By- og regionforskning er et internasjonalt forskningsfelt, og NIBR engasjerer seg aktivt i internasjonal forskning på instituttets satsingsområder.

NIBR har 65 forskere med samfunnsfaglig og planfaglig bakgrunn. Staben omfatter sosiologer, statsvitere, økonomer, demografer, antropologer, geografer, arkitekter og sivilingeniører.

Norsk institutt for by- og regionforskning (NIBR)

Gaustadalléen 21
0349 OSLO
Telefon: 22 95 88 00
Telefaks: 22 60 77 74
E-post: nibr@nibr.no
www.nibr.no

NIBR er en del av CIENS

CIENS er et strategisk forskningssamarbeid mellom uavhengige forskningsinstitutter og Universitetet i Oslo. CIENS er et nasjonalt og internasjonalt senter for tverr- og flerfaglig forskning om miljø og samfunn. Senteret er basert på felles faglige strategier og forskningsprogram, og samarbeider om forsknings- og formidlingsoppgaver. Gjennom CIENS er rundt 500 forskere samlokalisert i Forskningsparken.

Denne rapporten er fra fase 2 i prosjektet Markeds og individeffekter. Det er foretatt en empirisk analyse av de boligsosiale virkemidlenes virkning på pris, kvantum og eierandel i boligmarkedet.